



HAL
open science

Chocs de change, dynamique des prix et conduite de la politique monétaire. Le cas de la Tunisie dans le cadre de l'Accord d'Agadir

Lilia Ben Sliman

► **To cite this version:**

Lilia Ben Sliman. Chocs de change, dynamique des prix et conduite de la politique monétaire. Le cas de la Tunisie dans le cadre de l'Accord d'Agadir. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2008. Français. NNT : . tel-00354275

HAL Id: tel-00354275

<https://theses.hal.science/tel-00354275>

Submitted on 19 Jan 2009

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ PARIS I PANTHÉON-SORBONNE
Maison des Sciences Économiques
UFR de Sciences Économiques

THÈSE

Pour l'obtention du grade de Docteur de l'Université de Paris 1

Panthéon-Sorbonne

Discipline : Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement par :

Lilia BEN SLIMAN

Le 24 juin 2008

**Chocs de change, dynamique des prix et conduite de la politique
monétaire**

Le cas de la Tunisie dans le cadre de l'Accord d'Agadir

Directeur de recherche :

M. Christian BORDES Professeur à l'Université de Paris 1

Membres du jury :

M. Christian DE BOISSIEU	Professeur à l'Université de Paris 1	Président
M. Christophe TAVÉRA	Professeur à l'Université de Rennes 1	Rapporteur
M. Abderrazak ZOUARI	Professeur à l'IHEC de Carthage Tunisie	Rapporteur

L'Université de Paris 1 n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

REMERCIEMENTS

J'exprime ma profonde gratitude à mon directeur, le Professeur Christian BORDES, pour l'aide précieuse qu'il m'a apportée, pour ses encouragements et pour sa patience.

J'adresse aussi mes sincères remerciements aux Professeurs Christian DE BOISSIEU, qui m'a fait l'honneur d'accepter la présidence du jury. Christophe TAVÉRA, pour son aide déterminante notamment sur le plan économétrique. Abderrazak ZOUARI, pour m'avoir éclairée par ses conseils et pour avoir pris la peine de se déplacer de Tunis pour assister à la soutenance.

Ce travail de longue haleine a été soutenu par toute ma famille. En particulier, toute ma gratitude et mes remerciements vont vers mes parents.

Mon cher père, Youssef BEN SLIMAN, pour son soutien inconditionnel et pour avoir partagé ce rêve avec moi.

Ma chère mère, Safia KOMIHA BEN SLIMAN, pour m'avoir aidé à élever mon fils afin que je sois en mesure de me consacrer à ma thèse.

Pour mes parents, j'espère que cette réalisation sera à la hauteur des espérances qu'ils ont placées en moi.

Mon cher époux, Lotfi LENDA, pour avoir cru en moi et pour ses sacrifices.

Mon adorable fils, Sélim LENDA, pour sa présence.

Mon frère, Ghazi BEN SLIMAN, pour ses conseils attentionnés.

D'autres personnes m'ont encouragé à persévérer et à finir ce travail. Je citerais Monsieur le Maire du premier arrondissement de Paris, Monsieur Jean-François LEGARET, et tous mes nombreux amis.

Merci à tous pour votre soutien

Sans vous ce travail n'aurait pas vu le jour.

Chocs de change, dynamique des prix et conduite de la politique monétaire

Le cas de la Tunisie dans le cadre de l'Accord d'Agadir

Cette thèse traite de la relation entre le taux de change nominal et les prix dans le cadre de la conduite de la politique monétaire au sein des pays membres de l'Accord d'Agadir. Cette question est abordée sous différentes approches empiriques. La première consiste à étudier la contribution du taux de change nominal dans l'ajustement macroéconomique des effets des chocs sur la base du critère de la persistance de l'inflation avancé par Gerlach et Gerlach-Kristen (2006). La deuxième est fondée sur l'étude du «Pass-through» des mouvements du taux de change nominal aux prix des biens échangeables et non échangeables dans le but de déterminer le rôle du taux de change nominal en tant qu'outil d'absorption des effets inflationnistes des chocs. Cette approche suit le courant de pensée d'Edwards (2006). La troisième approche repose sur notre étude empirique moyennant l'estimation des modèles SVAR (auto-régressifs vectoriels structurels) contraints. Notre approche empirique permet non seulement de se prononcer sur la capacité du taux de change nominal d'agir en tant qu'instrument d'amortissement des effets des chocs sur les différentes variables de la politique monétaire, mais aussi d'évaluer la sensibilité de ces variables aux différents chocs structurels. Les différents outils d'absorption des effets des chocs sont également identifiés. Dans tous les cas, nous aboutissons à la même conclusion : en Tunisie, le taux change nominal ne joue pas le rôle d'un instrument d'absorption des effets des chocs, notamment sur les prix. En revanche, en Jordanie, le taux de change nominal est un outil d'ajustement des effets inflationnistes des chocs.

Mots clés : Pass-through; absorption des effets des chocs; chocs de change; politique monétaire; Accord d'Agadir, Tunisie; Jordanie; modèle SVECM.

Exchange Rate Shocks, Price Dynamic and Monetary Policy Conduct The Case of Tunisia within Agadir Agreement

This paper deals with the relationship between the nominal exchange rate and prices within the conduct of monetary policy in the Agadir Agreement countries. Different empirical approaches are explored in this issue. First, the contribution of the nominal exchange rate in macroeconomic adjustment of shock effects is investigated based on inflation persistence criteria proposed by Gerlach and Gerlach-Kristen (2006). Second, the study of nominal exchange rate Pass-through to prices of tradable and non tradable goods aims at determining the effectiveness of nominal exchange rate as absorber of inflationary pressures generated by shocks. This approach follows that of Edwards (2006). Third, our empirical study is constructed on constrained SVAR (Structural Vector autoregression) models. Our empirical approach allows not only to analyze the usefulness of the nominal exchange rate as absorber of shock effects on different monetary policy variables, but also to investigate the vulnerability of these variables to structural shocks. The different shock adjustment tools are also discussed. In all cases, our conclusion is maintained: the nominal exchange rate does not play the role of a shock absorber in Tunisia, while in Jordan, the nominal exchange rate is an effective adjustment instrument of shock effects.

Keywords : Pass-through; shock absorber; exchange rate shocks; monetary policy; Agadir Agreement; Tunisia; Jordan; SVECM model.

TABLE DES MATIÈRES

<i>Introduction</i>	10
<i>Première partie : Le choix d'un régime monétaire et de change; et dynamique de l'inflation : une analyse comparative des économies du groupe d'Agadir</i>	15
CHAPITRE I : LE CHOIX D'UN RÉGIME MONÉTAIRE	15
1. Revue de la littérature	15
1.1. Théorie du triangle d'incompatibilité	15
1.2. Typologie des régimes de politique monétaire	19
1.2.1. Régime de politique monétaire non autonome	21
1.2.2. Régime d'ancrage monétaire.....	22
1.2.3. Régime d'ancrage du taux de change.....	23
1.2.4. Régime de ciblage ferme de l'inflation	24
1.2.5. Régime d'ancrage implicite de la stabilité des prix.....	26
1.2.6. Régime de ciblage lâche de l'inflation	28
2. Politiques monétaires des pays de l'accord d'Agadir	30
2.1. Accord d'Agadir et Présentation générale des pays signataires	30
2.2. Classification des politiques monétaires des pays du groupe d'Agadir	34
2.3. Description des politiques monétaires des pays du groupe d'Agadir	40
2.3.1. Politique monétaire en Égypte.....	40
2.3.2. Politique monétaire en Jordanie.....	45
2.3.3. Politique monétaire au Maroc.....	53
2.3.4. Politique monétaire en Tunisie	58
3. Régimes de change de facto des pays du groupe d'Agadir	75
CHAPITRE II : MONNAIE, TAUX DE CHANGE ET INFLATION DANS LES PAYS DU GROUPE D'AGADIR	81
1. Étude analytique de la relation entre le taux de change nominal et les cibles intermédiaires et finales de la politique monétaire	81
2. Dynamique et persistance de l'inflation; et ajustement des effets inflationnistes des chocs : approche de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006)	97
3. Pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix et ajustement des effets inflationnistes des chocs	119
3.1. Pouvoir de transmission du taux de change nominal : définition et revue de la littérature	119
3.2. Modèle d'estimation de la transmission du taux de change nominal aux prix du FMI (2007 f)	122
3.3. Approche d'Edwards (2006)	124

3.4. Application du modèle d'Edwards (2006) aux pays du groupe d'Agadir	126
<i>Deuxième partie : Analyse des chocs et politique monétaire dans deux pays membres de l'accord d'Agadir : la Tunisie et la Jordanie.....</i>	<i>155</i>
CHAPITRE III : RÉGIME MONÉTAIRE DE LA TUNISIE :	
APPROFONDISSEMENT ET APPROCHE TRIDIMENSIONNELLE	155
1. Caractéristiques et perspectives d'avenir de la politique monétaire en Tunisie.....	155
1.1. Les conditions d'une politique d'ancrage monétaire	158
1.2. Relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix en Tunisie	161
1.3. Les différentes options de politique monétaire en Tunisie : discussion et recommandations.....	166
1.4. Vérification des conditions d'une politique de ciblage de l'inflation en Tunisie	172
2. Politique de gestion du compte de capital en Tunisie.....	175
3. Politique de change en Tunisie	179
4. Conduite implicite d'une politique d'ancrage souple généralisé en Tunisie	184
5. Nouveau paysage monétaire de la Tunisie : transition, progrès et réalisations.....	188
5.1. Le relâchement de la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC).....	193
5.2. Le développement des marchés monétaires et financiers	196
5.3. La prévision de la conjoncture.....	199
CHAPITRE IV : ÉTUDE ÉCONOMÉTRIQUE.....	204
1. Partie empirique : cas de la Tunisie.....	204
1.1. Définition et effets des chocs	204
1.2. Dynamiques des chocs dans le contexte spécifique de la politique monétaire en Tunisie et revue de la littérature empirique.....	210
1.3. Étude empirique.....	221
1.3.1. Sources et présentation des données	228
1.3.2. Traitement des données.....	235
1.3.3. Dynamique des chocs et ordre d'introduction des variables.....	239
1.3.4. Le modèle vectoriel structurel à correction d'erreur (SVECM) ou SVAR contraint.....	242
1.3.5. Analyse et interprétation des résultats	257
1.3.6. Cas du modèle de la Tunisie intégrant le taux de change nominal TND/euro	286
2. Partie empirique : cas de la Jordanie.....	298
2.1. Dynamiques des chocs en Jordanie.....	298
2.2. Étude empirique.....	300
2.2.1. Sources et présentation des données	300
2.2.2. Traitement des données.....	307
2.2.3. Le modèle vectoriel structurel à correction d'erreur (SVECM) ou SVAR contraint.....	310
2.2.4. Analyse et interprétation des résultats	316
3. Cas du modèle de la Tunisie avec l'indice des prix à la production (PPI).....	330
4. Cas du modèle de la Jordanie avec l'indice des prix à la production (PPI).....	335

<i>Conclusion</i>	339
<i>Bibliographie</i>	347
<i>Annexes</i>	362

LISTE DES ANNEXES

<i>Annexe 1. Arrangements de facto des régimes de change et ancrages de la politique monétaire des pays d'Agadir au 31 Décembre 2004.....</i>	<i>362</i>
<i>Annexe 2. Arrangements de facto des régimes de change et ancrages de la politique monétaire des pays d'Agadir au 31 Décembre 2005.....</i>	<i>363</i>
<i>Annexe 3. Arrangements de facto des régimes de change et ancrages de la politique monétaire des pays d'Agadir au 30 Avril 2007.....</i>	<i>364</i>
<i>Annexe 4. Matrices des corrélations.....</i>	<i>365</i>
<i>Annexe 5. Test de causalité de Granger des variables de la Tunisie.....</i>	<i>366</i>
<i>Annexe 6. Test de causalité de Granger des variables de la Jordanie.....</i>	<i>367</i>
<i>Annexe 7. La modélisation SVAR (vecteur auto-régressif structurel).....</i>	<i>368</i>
<i>Annexe 8. La méthode de Blanchard et Quah (1989).....</i>	<i>373</i>
<i>Annexe 9. Les séries en niveau et en différence première du VAR de la Tunisie avec la base monétaire à titre d'instrument opérationnel.....</i>	<i>376</i>
<i>Annexe 10. Les séries en niveau et en différence première du VAR de la Jordanie avec la base monétaire à titre d'instrument opérationnel.....</i>	<i>378</i>
<i>Annexe 11. Détermination de l'ordre des modèles VAR en niveau de la Tunisie.....</i>	<i>380</i>
<i>Annexe 12. Détermination de l'ordre des modèles VAR en niveau de la Jordanie.....</i>	<i>381</i>
<i>Annexe 13. Test de cointégration de Johansen des données du VAR de la Tunisie.....</i>	<i>382</i>
<i>Annexe 14. Test de cointégration de Johansen des données du VAR de la Jordanie.....</i>	<i>383</i>
<i>Annexe 15. Fonction de réponse du SVECM de la Tunisie intégrant la base monétaire.....</i>	<i>384</i>
<i>Annexe 16. Fonction de réponse du SVECM de la Jordanie intégrant la base monétaire.....</i>	<i>388</i>
<i>Annexe 17. Décomposition des variances des variables du SVECM incluant la base monétaire, cas de la Tunisie.....</i>	<i>392</i>
<i>Annexe 18. Décomposition des variances des variables du SVECM incluant la base monétaire, cas de la Jordanie.....</i>	<i>393</i>
<i>Annexe 19. Test de causalité de Granger des variables du VAR de la Tunisie en niveau intégrant le taux de change nominal TND/euro.....</i>	<i>395</i>
<i>Annexe 20. Fonctions de réponse du SVECM en niveau de la Tunisie intégrant le taux de change nominal TND/euro.....</i>	<i>396</i>
<i>Annexe 21. Décomposition des variances des variables du SVECM en niveau de la Tunisie intégrant le taux de change nominal TND/euro.....</i>	<i>400</i>
<i>Annexe 22. Fonctions de réponse du SVECM en niveau de la Tunisie intégrant l'indice des prix à la production (PPI).....</i>	<i>402</i>
<i>Annexe 23. Décomposition des variances des variables du SVECM en niveau de la Tunisie intégrant l'indice des prix à la production (PPI).....</i>	<i>406</i>
<i>Annexe 24. Fonctions de réponse du SVECM en niveau de la Jordanie intégrant l'indice des prix à la production (PPI).....</i>	<i>408</i>
<i>Annexe 25. Décomposition des variances des variables du SVECM en niveau de la Jordanie intégrant l'indice des prix à la production (PPI).....</i>	<i>412</i>
<i>Annexe 26. Codes ISO des devises.....</i>	<i>414</i>

TABLE DES FIGURES

<i>Encadré 1. Candidats pour le ciblage de l'inflation au sein du groupe d'Agadir</i>	33
<i>Figure 1. Évolution de l'inflation des pays d'Agadir par paires</i>	99
<i>Figure 2. Les séries en niveau du VAR de la Tunisie</i>	237
<i>Figure 3. Les variables en différence première du VAR de la Tunisie</i>	238
<i>Figure 4. Fonctions de réponse des variables aux chocs d'offre réelle, de demande réelle et de demande monétaire; cas de la Tunisie</i>	257
<i>Figure 5. Les fonctions de réponse aux chocs d'offre monétaire, de change nominal et de politique monétaire; cas de la Tunisie</i>	262
<i>Figure 6. Taux de change nominal TND/euro et ses variantes</i>	286
<i>Figure 7. Les séries en niveau du VAR de la Jordanie</i>	308
<i>Figure 8. Les variables en différence première du VAR de la Jordanie</i>	309
<i>Figure 9. Fonctions de réponse des variables aux chocs d'offre réelle, de demande réelle et de demande monétaire; cas de la Jordanie</i>	316
<i>Figure 10. Fonctions de réponse des variables aux chocs d'offre monétaire, de change et de politique monétaire; cas de la Jordanie</i>	318

Introduction

De nos jours, bon nombre d'économistes persistent à penser dans un contexte d'économie fermée. Pourtant, le taux de change est une variable macroéconomique incontournable dans les économies émergentes. C'est pourquoi, la relation entre les mouvements du taux de change nominal et la conduite de la politique monétaire continue à susciter les débats et les polémiques. Taylor (2000) avance que le degré de transmission des volatilités du taux de change aux prix présente une relation systématique avec le régime de politique monétaire. Cela tirerait à conséquence pour la conduite appropriée de la politique monétaire en économie ouverte. Paradoxalement, dans sa présentation des modèles d'analyse de l'inflation et de la politique monétaire, dans très peu de cas Taylor (2002) recommande de tenir compte du taux de change dans la détermination des prix.

Un courant de la littérature met en évidence la nécessité d'accorder une attention particulière à l'impact des fluctuations du taux de change nominal sur la conduite de la politique monétaire {Edwards (2006) et Caballero et Krishnamurthy (2005)}. Pour Calvo et Mishkin (2003) : *«les décideurs des économies émergentes sont très sensibles aux taux de change parce que la plus grande partie de ces économies sont sujettes à un coefficient de pass-through très élevé; de sorte à ce que la dévaluation conduit à l'inflation»*¹. Par ailleurs, les variations du taux de change nominal peuvent être à l'origine de perturbations du ciblage de l'objectif intermédiaire ou final de la politique monétaire. À ce sujet, Taylor (2001) a soulevé le problème de la contribution des instruments de la politique monétaire dans l'absorption des effets inflationnistes des mouvements du taux de change nominal.

Dans le contexte du nouveau paysage monétaire international, dominé par l'intégration et le regroupement, les pays du Sud et de l'Est de la Méditerranée (PSEM) semblent à la marge. Après la déclaration de Barcelone en 1995, l'Union Européenne a annoncé la signature d'accords bilatéraux de libre-échange avec les PSEM. Toutefois, la conduite de la politique monétaire ainsi que le choix du régime de change optimal dans les PSEM n'ont pas été évoqués. Contrairement au cas des pays de l'Europe Centrale et Orientale, l'hypothèse d'un

¹ Calvo et Mishkin (2003), page 22, citée dans Goux et Cordahi (2006).

rattachement des monnaies des PSEM à la monnaie unique n'a pas été explicitement envisagée. Seule l'idée d'arrangements de change possibles reliant les monnaies des PSEM à l'euro est vaguement soulignée en annexe du traité de Maastricht.

Notre travail de recherche s'inscrit dans ce cadre. Notre intérêt porte sur quatre pays du Sud et de l'Est de la Méditerranée (PSEM), signataires de l'accord d'Agadir : le Maroc, la Tunisie, l'Égypte et la Jordanie. Dans un esprit de promotion de l'intégration Sud-Sud, cet accord a été signé le 25 février 2004 et ambitionne la création d'une zone de libre-échange entre ces quatre pays. À mesure de l'avancement de notre travail, l'accent sera mis davantage sur la Tunisie et la Jordanie.

Dans ce contexte, notre travail aspire à répondre aux questions de recherche suivantes :

Quels sont les chocs susceptibles de perturber les ancrages et objectifs de la politique monétaire? Cette question est primordiale dans la mesure où elle permet de déterminer la fragilité des variables piliers de la politique monétaire aux différents chocs. En particulier, notre intérêt est focalisé sur l'impact des mouvements anticipés et non anticipés du taux de change nominal, c'est-à-dire des chocs de change, sur les différents ancrages et objectifs de la politique monétaire. Cela revient aussi à étudier le pouvoir de transmission («pass-through») du taux de change nominal aux prix.

Une fois ces chocs identifiés, est-ce que le taux de change nominal joue un rôle actif dans l'ajustement des effets de ces chocs, notamment sur les prix? Enfin, quelles sont les autres variables, ou «mix» de variables, en mesure d'agir en tant qu'outil d'absorption macroéconomique des effets des chocs exogènes et endogènes?

Ayant traité de la capacité de transmission du taux de change nominal aux prix en vue d'absorber les effets déstabilisateurs des chocs sur les prix, il est inévitable d'étendre la question à l'efficacité du canal «taux de change nominal» dans la transmission de la politique monétaire aux prix. En outre, cette question nous permet d'identifier le processus de transmission de la politique monétaire.

Tout au long de notre travail de recherche, nous tentons de mettre en exergue les réponses aux questions précédentes. L'interaction dynamique entre le taux de change nominal et les prix est étudiée en suivant plusieurs courants de pensée empirique. Le premier consiste en l'estimation de modèles de courbe de Phillips et de fonctions de réaction à la façon de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006). Le deuxième soulève le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix selon la méthode d'Edwards (2006). Compte tenu des limites des modèles à équation unique, le dernier traite de l'ajustement macroéconomique des effets des chocs, moyennant une étude empirique basée sur un modèle à équations multiples. Notre travail empirique repose sur l'estimation de modèles SVAR (auto-régressifs vectoriels structurels) contraints.

Dans tous les cas, nous aboutissons à la même conclusion : en Tunisie, le taux change nominal ne joue pas le rôle d'un instrument d'absorption des effets des chocs, notamment sur les prix. En revanche, en Jordanie, le taux de change nominal est un outil d'ajustement des effets inflationnistes des chocs.

Notre travail s'articule autour de quatre grands chapitres. Dans le premier chapitre, après avoir posé les jalons de la revue de la littérature traitant de la typologie des régimes monétaires, nous nous attachons à décrire les politiques monétaires et les régimes de change des pays du groupe d'Agadir.

Certes, à ce stade, la portée de l'accord d'Agadir se limite à une intégration commerciale. En outre, la diversité des régimes monétaires des quatre pays du groupe d'Agadir est mise en évidence par notre approche descriptive du premier chapitre. Ces deux facteurs pourraient altérer la pertinence de notre choix et réfuter l'intérêt de consacrer le deuxième chapitre à l'étude des relations dynamiques entre le taux de change nominal et la conduite de la politique monétaire dans les pays du groupe d'Agadir. Toutefois, notre choix repose sur la perspective d'une phase de convergence, menant à une coordination des politiques monétaires et fiscales et à une harmonie des régimes de change des pays membres, prévue dans le cadre de l'accord d'Agadir.

Dans le deuxième chapitre, plusieurs approches sont adoptées. Une approche analytique de la relation entre le taux de change nominal et les différentes cibles intermédiaires et finales de la politique monétaire est menée dans les pays du groupe d'Agadir. Les approches de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) et d'Edwards (2006) sont respectivement appliquées aux pays du groupe d'Agadir. La première permet d'étudier le rôle du taux de change nominal dans l'ajustement des effets des chocs sur les prix, sur la base du critère de la persistance de l'inflation. La deuxième traite du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix. Cela revient à étudier la capacité du taux de change nominal à absorber les effets inflationnistes des chocs.

À ce niveau du travail, notre étude empirique ne porte plus sur les quatre pays de l'accord d'Agadir, mais uniquement sur la Tunisie et la Jordanie. Notre choix de traiter ces deux pays est motivé par l'opposition de deux économies divergentes. En premier lieu, sur notre période d'étude 1986-2006, les deux économies se caractérisent par une inflation moyenne similaire. Pourtant, la volatilité de l'inflation est plus importante en Jordanie qu'en Tunisie. En deuxième lieu, l'application des courants de recherche de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) et d'Edwards (2006) mettent en exergue une différence fondamentale : en Jordanie le taux de change nominal contribue activement à l'ajustement des effets des chocs, tandis qu'en Tunisie le taux de change nominal n'est pas un outil d'absorption des effets des chocs.

Néanmoins, compte tenu de la complexité de la toile de fond des cibles et objectifs de la politique monétaire, de l'ancrage généralisé *de jure* et *de facto* des outils d'ajustement par les autorités monétaires et de la nouvelle orientation libérale et d'intégration dans les marchés internationaux des capitaux de la Tunisie, nous avons choisi de développer davantage la politique monétaire en Tunisie et ses perspectives d'avenir. C'est l'objet du troisième chapitre. Aussi, ce chapitre intègre une analyse tridimensionnelle de la politique économique de la Tunisie dans la mesure où les trois composantes du triangle de Mundell sont considérées, à savoir : la politique monétaire, la politique de gestion du compte de capital et la politique de change.

Le quatrième et dernier chapitre couvre l'étude économétrique ainsi que l'interprétation des résultats empiriques. Au moyen de l'estimation de modèles SVAR contraints, nous étudions les effets des mouvements anticipés et non anticipés du taux de change nominal. Dans le premier cas, nous analysons la capacité d'absorption du taux de change nominal des effets perturbateurs des chocs affectant les différents ancrages de la politique monétaire, notamment les prix et la compétitivité. Il s'agit donc de fluctuations du taux de change nominal menées volontairement par les autorités monétaires dans le but de contrecarrer les effets des chocs. Cette approche nous permet également d'identifier d'autres outils d'amortissement des effets des chocs.

Dans le deuxième cas, les mouvements volatils non anticipés du taux de change nominal traduisent des chocs de change. Il convient donc d'analyser les vulnérabilités et les réponses des variables aux chocs de change.

Au sein de cette partie empirique, différents modèles sont estimés. Aussi bien pour la Tunisie que pour la Jordanie, des modèles distincts intégrant respectivement le taux d'intérêt à court terme, puis la base monétaire au titre de cible opérationnelle de la politique monétaire sont considérés. Par la suite, dans le but de vérifier empiriquement le courtant de recherche soutenant une transmission plus importante des mouvements du taux de change nominal aux prix à la production qu'aux prix à la consommation, un modèle SVECM comparatif incluant l'indice des prix à la production à la place de l'indice des prix à la consommation est estimé. En outre, cette méthode permet d'appliquer le courant de recherche d'Edwards (2006) en se basant non pas sur un simple modèle à équation unique, mais sur l'approche des modèles dynamiques SVAR contraints. En ce qui concerne le cas de la Tunisie, en raison du poids de l'UE dans le commerce extérieur de la Tunisie, un modèle SVECM incorporant le taux de change nominal par rapport à l'euro plutôt que relativement au dollar est estimé.

Première partie : Le choix d'un régime monétaire et de change; et dynamique de l'inflation : une analyse comparative des économies du groupe d'Agadir

CHAPITRE I : LE CHOIX D'UN RÉGIME MONÉTAIRE

1. Revue de la littérature

À l'heure de l'intégration des marchés internationaux des capitaux, les économies ouvertes sont confrontées au trilemme économique. Le débat focalise sur la combinaison optimale à trois volets de la politique économique. En se référant au triangle incompatible présenté par Robert Mundell en 1967, la politique économique repose sur une conception tridimensionnelle dont les composantes sont : la politique monétaire, la politique de change et la politique de gestion du compte de capital.

1.1. Théorie du triangle d'incompatibilité

La théorie du triangle d'incompatibilité préconise le fondement des objectifs économiques simultanément sur deux dimensions de la politique économique (Obstfeld et al., 2003)². Pourtant, les trois dimensions sont primordiales et essentielles. En d'autres termes, la trinité impossible stipule que les autorités monétaires sont contraintes à poursuivre la réalisation de deux objectifs, choisis parmi les trois objectifs suivants :

- L'adoption d'un régime de change fixe dans le but de préserver la compétitivité et la valeur externe et interne de la monnaie.
- L'intégration dans les marchés internationaux des capitaux dominés par la mobilité des flux des capitaux. Cette intégration est essentielle pour la flexibilité de l'économie.
- La conduite d'une politique monétaire indépendante afin de réaliser l'objectif de stabilisation de la croissance réelle³.

² Connue également dans la littérature sous les noms de la trinité impossible et du trilemme économique.

³ L'indépendance de la politique monétaire est mesurée par la sensibilité des taux d'intérêt domestiques aux taux d'intérêt étrangers (Hakura, 2005).

À l'image de la théorie bipolaire⁴, la théorie de la trinité impossible renforce l'idée que le flottement pur et le régime de change fixe constituent les seules options de change compatibles avec le nouveau paysage monétaire. Pourtant, un courant imposant de la littérature soutient la viabilité et l'efficacité des régimes de change intermédiaires, notamment pour les pays émergents {Eichengreen (1998), Calvo et Reinhart (2000) et Williamson (2001)}. D'ailleurs, la classification officielle du FMI présente quatre types de régimes de change intermédiaires⁵.

Les différentes combinaisons proposées par la trinité impossible sont présentées ci-après.

1^{ère} Combinaison : régime de change fixe, contrôle des capitaux et indépendance de la politique monétaire

La littérature économique soutient que la stabilité du taux de change est incompatible avec la conduite d'une politique monétaire indépendante orientée vers un objectif de croissance économique stable. Étant donné que le taux de change réel est une fonction des prix domestiques et étrangers et sachant que les changements de l'offre de monnaie agissent directement sur les prix domestiques (théorie quantitative de la monnaie, Fisher, 1911), les fluctuations du taux de change réel deviennent inévitables. Toutefois, le modèle Mundell-Fleming montre que, combinée avec les contrôles des flux des capitaux, cette option peut être envisagée à long terme, à condition que les autorités monétaires adoptent une politique monétaire de ciblage de l'inflation. En pratique, cette option est difficile dans la mesure où l'équilibre du compte courant requiert la libéralisation des flux des capitaux.

⁴ Appelée également la théorie des «deux coins» de régimes de change.

⁵ Ces régimes intermédiaires sont : le régime de taux de change à l'intérieur d'une bande glissante, les rattachements glissants, les rattachements à l'intérieur d'une bande horizontale et le flottement administré.

2^{ème} Combinaison : régime de change fixe, libéralisation des capitaux et dépendance de la politique monétaire

Cette option implique que la politique monétaire n'est plus en mesure d'agir sur les variables économiques telles que la production réelle et le chômage en raison de la perte des instruments d'ajustement des effets des chocs exogènes et endogènes⁶. De plus, elle peut être coûteuse pour l'économie, en particulier pour le système financier qui est privé du prêteur du dernier ressort⁷. Toutefois, l'étendue des coûts de la perte de l'indépendance de la politique monétaire dépend de la nature des chocs réels, du degré de la mobilité des facteurs de production (travail) et de l'usage effectif de l'indépendance de la politique monétaire (Panizza et al., 2003). En effet, si les autorités monétaires pratiquent *de facto* la « peur du flottement » de Calvo et Reinhart (2000), la perte de l'autonomie de la politique monétaire n'est pas indéniable⁸.

Le maintien de cette option requiert de larges réserves de change afin de défendre le rattachement fixe du taux de change. Cette combinaison décrit concrètement une zone monétaire optimale : taux de change fixe, ouverture financière et dépendance de la politique monétaire. La Jordanie adopte cette combinaison. Les économistes du FMI (2007 c) affirment que les autorités jordaniennes attribuent l'ajustement et la stabilité macroéconomique à la politique fiscale.

⁶ Les différents instruments sont : le taux de change, le taux d'intérêt, les agrégats monétaires, les réserves...

⁷ C'est le cas de la crise en Argentine. Dans le cadre des accords de libre-échange du MERCOSUR, l'absence d'ajustement par le taux de change, en raison du maintien du régime de change fixe par rapport au dollar («currency board»), a altéré la compétitivité de l'Argentine aggravant ainsi le déficit de la balance courante. Face à cette situation, l'abandon de la caisse d'émission était inévitable.

⁸ Selon le principe de la « peur du flottement », une dépréciation nominale de la monnaie domestique entraîne le renchérissement de la dette extérieure en monnaie locale libellée en monnaie étrangère.

3^{ème} Combinaison : choix libéral : régime de change flottant, libéralisation des capitaux et indépendance de la politique monétaire

La dernière option du triangle incompatible consiste en une libéralisation totale de l'économie. Elle repose sur le flottement libre et propre du taux de change, la libéralisation des flux des capitaux et l'indépendance de la politique monétaire. En pratique, cette option est réalisable et correspond aux recommandations et orientations économiques libérales du FMI. Cependant, en réalité, afin de contenir les volatilités du taux de change dont l'impact peut être déstabilisateur pour l'économie, les autorités monétaires pratiquent le flottement avec différents degrés d'administration⁹.

Il existe différents régimes de politique monétaire. Dans la section suivante une typologie des régimes de politique monétaire est exposée.

⁹ Même les autorités monétaires américaines, présumées pratiquer le flottement le plus propre, interviennent occasionnellement sur le marché des changes.

1.2. Typologie des régimes de politique monétaire

Le choix approprié de politique monétaire a toujours ravivé les polémiques. Habituellement, les controverses portent notamment sur les questions suivantes :

- L'indépendance et la responsabilité politique de la Banque Centrale.
- Le choix de l'objectif final, notamment la mise en place d'une hiérarchie entre l'objectif d'inflation et l'objectif de plein emploi.
- Le choix de la cible intermédiaire parmi les agrégats monétaires, le taux de change et les prévisions de l'inflation¹⁰.
- La forme appropriée de la fonction de réaction de la Banque Centrale.

En accord avec les conditions économiques spécifiques de chaque pays, les autorités monétaires optent pour le régime de politique monétaire capable de contenir les prix et de maintenir une croissance économique stable et soutenue. Le régime de politique monétaire s'articule autour des contraintes imposées par les différentes institutions et limitant le pouvoir des autorités monétaires d'influencer l'évolution des agrégats macroéconomiques (Bordo et Schwartz, 1995). Selon Stone et Bhundia (2004), les différents régimes monétaires peuvent être définis et classés sur la base de deux critères : le choix de l'ancrage nominal et la transparence de l'engagement des autorités monétaires envers cet ancrage.

Un ancrage nominal est une variable nominale officiellement annoncée par les autorités monétaires. Elle représente une cible à atteindre au titre de l'objectif intermédiaire de la politique monétaire. Le choix de l'ancrage nominal peut porter sur les variables suivantes : le métal or ou argent, une monnaie étrangère forte et stable, une monnaie commune dans le cas d'une union monétaire, une cible monétaire (telle que les agrégats monétaires), une parité cible du taux de change, une cible d'inflation...

¹⁰ Récemment, le débat s'oriente vers la considération des prix des actifs financiers en tant qu'objectif intermédiaire de la politique monétaire.

La littérature dénombre sept types de régimes de politique monétaire : la politique monétaire non autonome ou d'absence d'autonomie monétaire, le faible ancrage¹¹, l'ancrage monétaire, l'ancrage du taux de change, le ciblage ferme de l'inflation, l'ancrage implicite de la stabilité des prix et le ciblage lâche de l'inflation. Comme le montre le tableau 1, la distinction entre ces régimes est fondée sur la nature de l'ancrage nominal et la transparence de l'engagement des autorités monétaires envers cet ancrage.

Tableau 1. Les différents régimes monétaires

Régime monétaire	Ancrage	Transparence
Absence d'autonomie monétaire	Monnaie étrangère forte	Élevée
Faible ancrage	Inactif	Aucune
Ancrage monétaire	Agrégat monétaire	Moyenne
Ancrage du taux de change	Taux de change	Élevée
Ciblage ferme de l'inflation	Cible d'inflation	Élevée
Ancrage implicite de la stabilité des prix	Stabilité des prix	Faible à moyenne
Ciblage lâche de l'inflation	Objectif lâche d'inflation	Faible

Source : Stone et Bhundia (2004).

¹¹ Ce type de régime a été officiellement abandonné par les Banques Centrales depuis 2002 avec la fin des épisodes de forte inflation. Il ne sera donc pas traité dans le cadre de notre travail.

1.2.1. Régime de politique monétaire non autonome

L'adoption d'un régime monétaire non autonome résulte en une monnaie nationale dépendante. Les pays appliquant ce régime sont classés par le FMI comme des pays ayant des arrangements de régime de change tels que les caisses d'émission et les regroupements monétaires¹². Il est important de noter que contrairement à l'union monétaire, ces arrangements de régime de change permettent aux autorités monétaires centrales de maintenir leurs monnaies nationales, le seignuriage et la fonction du prêteur de dernier ressort. Aussi, ces arrangements sont moins irréversibles que les unions monétaires.

Le régime monétaire non autonome repose sur l'engagement clair et ferme des autorités monétaires envers l'ancrage nominal qui est directement, ou indirectement une monnaie forte d'un pays développé. Les Banques Centrales qui optent pour ce type de régime monétaire ont le degré d'engagement le plus élevé et le pouvoir discrétionnaire le plus faible de tous les régimes.

Les épisodes d'extrêmes instabilités des niveaux des prix sont les principales motivations de l'adoption du régime monétaire non autonome. Ce type de régime est appliqué comme une mesure d'urgence afin d'agir contre les flambées de l'inflation et de freiner la dépréciation de la monnaie domestique {Stone et Bhundia (2004) et Berg et Borensztein (2000)}.

¹² Le regroupement monétaire suit le principe de l'union monétaire. Cependant, la monnaie commune d'ancrage des pays membres est une monnaie forte d'un pays en dehors de la zone du regroupement.

1.2.2. Régime d'ancrage monétaire

Le régime d'ancrage monétaire consiste en l'adoption d'un agrégat monétaire en tant qu'ancrage nominal¹³. Cette politique monétaire est efficace lorsqu'elle coexiste avec un régime de change flottant. Elle permet aux autorités monétaires de faire face aux chocs domestiques. Toutefois, elle requiert l'existence d'une relation stable entre l'agrégat monétaire ciblé au niveau de l'objectif intermédiaire et l'objectif final de la politique monétaire (l'inflation et la croissance nominale).

La politique d'ancrage monétaire procure aux autorités monétaires certains avantages. En premier lieu, elle permet à la politique monétaire d'absorber les effets des chocs, notamment par les ajustements du taux de change. En deuxième lieu, les dérapages monétaires par rapport à la valeur-cible de l'ancrage monétaire sont facilement détectés. Les écarts entre les réalisations et les prévisions de l'agrégat monétaire peuvent être interprétés par les agents économiques. Ces derniers seront éclairés sur les intentions de la Banque Centrale concernant l'inflation future (Mishkin et Savastano, 2001).

Durant les années 70, dans le but de lutter contre la montée de l'inflation, de nombreux pays industrialisés ont adopté la politique d'ancrage monétaire. À ce sujet, les expériences des États-Unis, du Canada et du Royaume-Uni n'ont pas été réussies, alors que celles de l'Allemagne et de la Suisse se sont déroulées avec succès¹⁴. Mishkin (2000 a) attribue l'échec des premiers à l'instabilité de la relation entre l'ancrage monétaire et les objectifs finaux de la politique monétaire. En revanche, la clé de la conduite du régime d'ancrage monétaire en Allemagne et en Suisse réside, d'une part, dans le fait que leurs autorités monétaires n'ont pas suivi l'orthodoxie monétariste de type Friedman. En effet, dans le cadre d'une pratique flexible, les dérapages par rapport à la cible monétaire ont été fréquemment tolérés par la BundesBank. D'autre part, dans l'engagement ferme envers la communication publique des orientations monétaires de la Banque Centrale. Le succès des autorités monétaires allemandes à maîtriser l'inflation via une politique d'ancrage

¹³ Pendant les années 60 et 70, les monétaristes considéraient les agrégats monétaires M1 et M2 comme des indicateurs avancés de la production et des prix, dans la mesure où ces masses monétaires sont positivement corrélées avec la production et les prix.

¹⁴ Le succès de l'ancrage monétaire en Suisse a été plus discutable qu'en Allemagne. Cela évoque les difficultés de ce type de régime monétaire dans une petite économie ouverte.

monétaire a été déterminant dans le choix de l'Allemagne en tant que pays d'ancrage du système monétaire européen.

La transparence de ce régime monétaire est moyenne puisque les agrégats monétaires sont à court terme et ne sont pas observés par les agents économiques. En pratique, il est fréquent que les Banques Centrales appliquent implicitement ou explicitement l'ancrage monétaire conjointement avec l'ancrage du taux de change¹⁵.

Sous un régime d'ancrage monétaire, l'instrument opérationnel qui exerce le contrôle sur l'agrégat monétaire est soit le taux d'intérêt à court terme, soit la base monétaire. Les mouvements de la cible opérationnelle traduisent un changement de la politique monétaire devant être transmis par le canal «ancrage monétaire» aux prix. Le régime d'ancrage monétaire avec le taux d'intérêt à court terme en tant que cible opérationnelle repose sur une condition de base : la stabilité de la fonction de demande de monnaie à long terme.

1.2.3. Régime d'ancrage du taux de change

Sous ce régime, la cible d'ancrage est le taux de change nominal, généralement par rapport à une monnaie forte et à faible inflation. Le FMI (2004 d) intègre dans cette catégorie les pays qui adoptent les régimes de change suivants : arrangements d'ancrages fixes conventionnels sans et avec bandes horizontales et rattachements à parités glissantes avec ou sans bandes horizontales. Ces arrangements reposent sur les engagements fermes des autorités monétaires à défendre la parité de l'ancrage. Par la gestion des réserves de change, les autorités monétaires maintiennent le taux ou la bande pré-annoncés¹⁶.

La littérature existante prône la pratique du régime d'ancrage du taux de change nominal en raison de l'exposition de la monnaie domestique aux attaques spéculatives due à l'ouverture économique et à la libéralisation du compte de capital¹⁷.

¹⁵ C'est le cas de la Tunisie qui a poursuivi conjointement l'ancrage monétaire et l'ancrage du taux de change multilatéral jusqu'à la fin de 2004. Ce double ancrage a également été pratiqué en Jordanie jusqu'à 1996.

¹⁶ C'est l'orientation de la politique monétaire en Jordanie depuis 1996.

¹⁷ Cependant, la défense de la parité du rattachement peut s'avérer coûteuse en termes de réserves de change, et donc de balance des paiements (Stone et Bhundia, 2004). Par ailleurs, sous un régime de change fixe, les autorités monétaires sont contraintes à aligner les taux d'intérêt domestiques aux niveaux étrangers. Par

1.2.4. Régime de ciblage ferme de l'inflation

Lorsque l'engagement de la Banque Centrale envers l'ancrage de l'inflation est ferme et clair, le régime monétaire est classé en tant que ciblage ferme de l'inflation¹⁸. La fermeté des engagements est au détriment du pouvoir discrétionnaire des autorités monétaires. Néanmoins, Roger et Stone (2005) soulignent qu'en pratique, le ciblage de l'inflation est flexible. Dans le même ordre d'idées, Mishkin (2000 a) attribue le succès du ciblage de l'inflation dans certains pays tels que le Canada à la flexibilité de sa pratique. Certains dérapages par rapport à la cible d'inflation, même persistants, sont tolérés¹⁹.

La fourchette cible de l'inflation suscite la controverse. Les arguments des macroéconomistes militant en faveur de l'adoption d'une fourchette cible centrée autour d'une valeur de 3% sont nombreux. En particulier, la rigidité à la baisse des salaires nominaux renforce la position contre une inflation nulle. Cameron (1997) affirme que le risque d'une déflation est plus élevé si la fourchette cible de l'inflation est plus faible. Or la déflation est associée avec des épisodes de récession, voire de dépression. Par ailleurs, malgré l'usage fréquent de l'indice des prix à la consommation (IPC) pour mesurer l'inflation, la commission de Boskin (1996) a conclu que l'IPC ne reflète pas parfaitement l'augmentation du coût de la vie. L'inflation basée sur l'IPC serait surestimée de 1%.

La politique monétaire de ciblage de l'inflation est adoptée par un grand nombre de Banques Centrales²⁰. Sous ce régime, l'évolution du taux d'intérêt dépend de l'écart d'inflation réalisée et anticipée à un horizon de court terme. En dépit de son efficacité pour l'ancrage de l'inflation anticipée à court terme, ce régime monétaire ne permet pas une projection certaine de l'évolution du niveau général des prix à long terme (condition de stabilité monétaire). Si les autorités monétaires tolèrent les écarts à long terme entre la

conséquent, il est difficile pour les autorités monétaires d'utiliser les taux d'intérêt en tant qu'instruments de la politique monétaire en vue de réaliser des objectifs de politique interne (Goodfriend et Prasad, 2006).

¹⁸ À titre d'exemple, en Israël, en dépit de l'annonce du gouvernement de l'adoption de la politique de ciblage de l'inflation, aucune loi ne soutient l'engagement envers la stabilité des prix. Cette contradiction a été une cause importante de l'échec du ciblage de l'inflation entre 1998 et 2003.

¹⁹ Roger et Stone (2005) notent qu'aucun dérapage de la cible inflation n'a conduit à un abandon de la politique de ciblage de l'inflation.

²⁰ À titre d'exemple, citons les Banques Centrales du Canada et du Royaume-Uni.

réalisation et l'anticipation du niveau général des prix, son évolution à long terme peut être irrégulière. Étant donné qu'en pratique les décisions économiques ne sont pas prises à long terme, une volatilité de l'évolution du niveau général des prix à long terme ne peut pas avoir un effet déstabilisateur sur l'économie (McCallum, 1997).

La politique de ciblage de l'inflation permet d'ancrer les anticipations de l'inflation à court terme mais ne permet pas d'atteindre la stabilité monétaire²¹. King (1996) et Bordes et Clerc (2004) préconisent une politique monétaire mixte de ciblage de l'inflation avec un objectif de stabilité des prix. Il s'agit d'une stratégie mixte où l'ancrage de l'inflation anticipée est complété par un dispositif visant à réduire l'incertitude de l'évolution du niveau général des prix à long terme.

Mishkin (2000 a) prône en faveur du régime monétaire de ciblage de l'inflation. Il présente les avantages liés à l'adoption de ce type de politique monétaire et basés sur les expériences des pays pratiquant cette politique²². Le ciblage de l'inflation permet de contenir l'inflation et d'affaiblir les effets inflationnistes des chocs.

²¹ Dans le cas de la Nouvelle Zélande, le ciblage de l'inflation à court terme a entravé la conduite de la politique d'ancrage de l'inflation en réduisant sa flexibilité. Cet élément de rigidité a entraîné des problèmes de contrôlabilité et d'instabilité des instruments opérationnels de la politique monétaire (Mishkin, 2000 a).

²² Notamment le Canada, la Nouvelle Zélande et le Royaume-Uni.

1.2.5. Régime d'ancrage implicite de la stabilité des prix

Certains pays pratiquent un ancrage ambigu de l'inflation tout en maintenant la stabilité des prix. Mishkin (2000 b) qualifie ce régime d'ancrage implicite de la stabilité des prix. Ces pays poursuivent un objectif de stabilité des prix. En revanche, leur faible degré d'engagement ainsi que l'opacité de leurs actions rendent leur politique monétaire implicite.

Le régime de stabilité du niveau général des prix repose sur deux conditions. La première consiste en l'absence d'incertitude de l'évolution du niveau des prix à long terme. La deuxième se traduit par un taux d'inflation anticipé nul à court terme²³. Sous ce régime, les variations anticipées du niveau moyen des prix sont faibles et graduelles et n'ont pas d'impact sur les décisions des agents économiques.

La condition de certitude de l'évolution à long terme est souvent ignorée en pratique. Les Banques Centrales ne désirent pas contrôler les prix d'une manière aussi stricte et sur un horizon temporel aussi lointain. En effet, lorsque l'économie est affectée par des chocs, il est inévitable de tolérer les fluctuations des variables fondamentales, notamment les prix. Par conséquent, si les écarts entre les prévisions à long terme et les réalisations du niveau des prix sont acceptés, l'évolution à long terme du niveau général des prix devient incertaine (Bordes et Clerc, 2004). C'est pour cette raison que la politique de stabilité des prix doit être appréciée sur la base de la deuxième condition : l'ancrage à court terme d'un taux d'inflation anticipé nul ou proche de zéro.

Il est admis que le ciblage ferme d'une inflation zéro revient à cibler la stabilité des prix. Black et al. (1997) recommandent de cibler le niveau général des prix. Ils soulignent que sous ce régime, la cible est une moyenne du niveau des prix, tandis que si l'ancrage est une inflation nulle, le niveau des prix suit un profil aléatoire.

L'avantage principal de la politique de ciblage de la stabilité des niveaux des prix est mis en évidence par Black et al. (1997). Ils soutiennent qu'étant donné que les prix reviennent à

²³ En pratique, les Banques Centrales qui pratiquent le régime de stabilité des prix tolèrent une légère inflation anticipée, à condition qu'elle soit constante (exemple : la FED).

la moyenne, les chocs de demande réelle ou monétaire engendrent une inflation limitée et les autorités monétaires n'ont pas à réagir par des mouvements des taux d'intérêt nominaux. En outre, la politique de ciblage du niveau des prix permet de préserver l'économie contre le danger déflationniste en interdisant les dérives des prix (Bordes et Clerc, 2004).

Cameron (1997) critique le ciblage de la stabilité des prix. Il souligne qu'en réalité, aucune Banque Centrale ne peut s'engager à ramener les prix à une moyenne historique sans altérer sa crédibilité²⁴.

Généralement, les pays dont le compte de capital n'est pas totalement libéralisé et qui optent pour une politique monétaire autonome choisissent entre le régime de rattachement du taux de change et les formes d'ancrage ferme de l'inflation. Ces dernières incluent l'ancrage implicite de la stabilité des prix et le ciblage ferme de l'inflation. La différence entre les deux formes réside au niveau du caractère officiel de l'engagement des autorités monétaires. Dans le but de sauvegarder leur flexibilité pour la réalisation de certains objectifs finaux tels que la relance de la croissance, les autorités monétaires qui pratiquent un régime d'ancrage implicite de la stabilité des prix ne s'engagent pas explicitement par rapport à l'ancrage de l'inflation. Ainsi, ce type de régime procure aux autorités monétaires deux avantages : la stabilité des prix et le pouvoir discrétionnaire. Cependant, son application repose sur une forte crédibilité des autorités monétaires et sur l'existence de systèmes financiers mûres et actifs²⁵.

Dans la mesure où les deux types d'ancrage ferme de l'inflation sont associés à une inflation faible et maîtrisée, le choix est largement influencé par la nature et la symétrie des chocs exogènes qui affectent l'économie.

²⁴ Les tentatives des autorités monétaires britanniques de ramener les prix à leur niveau d'avant-guerre après la première guerre mondiale ont échoué faute de soutien politique et gouvernemental.

²⁵ À titre d'exemple, les États-Unis pratiquent un régime d'ancrage implicite de la stabilité des prix depuis 1993.

1.2.6. Régime de ciblage lâche de l'inflation

Ce régime inclut les politiques monétaires aux orientations monétaires différentes basées sur des objectifs multiples avec une importance relative accordée à l'inflation. La différence entre ce régime et le régime d'ancrage implicite de la stabilité des prix réside au niveau des pratiques de la politique monétaire. Contrairement à l'ancrage implicite de la stabilité des prix, le ciblage lâche de l'inflation repose moins sur les anticipations et les forces du marché et requiert des interventions actives sur le marché des changes. Cette différence reflète la multiplicité des objectifs et la faible maturité des marchés financiers. Le régime de ciblage lâche de l'inflation est considéré comme un régime intermédiaire ou de transition dans le but d'atteindre une certaine stabilité monétaire.

Stone et Bhundia (2004) constatent que les pays qui pratiquent les régimes d'ancrage implicite de la stabilité des prix et de ciblage ferme de l'inflation ont les niveaux d'inflation les plus bas. Le régime d'ancrage monétaire semble maîtriser l'inflation à un niveau acceptable. En revanche, la capacité du régime d'ancrage du taux de change à contenir l'inflation est controversée dans la littérature.²⁶ Il est fréquemment présumé que ce type de régime monétaire importe la variabilité de l'inflation étrangère (Goodfriend et Prasad, 2006).

Durant la dernière décennie, la part des régimes d'ancrage du taux de change a significativement baissé en faveur du régime de ciblage ferme de l'inflation. Toutefois, l'évolution des régimes de politique monétaire diffère selon le niveau de développement des pays. En 2003, la majorité des pays développés ont opté soit pour le régime de ciblage ferme de l'inflation, soit pour l'ancrage implicite de la stabilité des prix²⁷. Concernant les pays émergents, le paysage de leurs régimes monétaires est plus varié. Toutefois, en raison de l'insuffisance du développement de leurs marchés financiers et de leur forte

²⁶ Stone et Bhundia (2004) remarquent que les pays qui ont opté pour un régime d'ancrage du taux de change nominal risquent d'avoir des niveaux d'inflation élevée. Ils affirment que ce résultat n'est pas concluant et qu'il est dû aux changements fréquents de la cible de l'ancrage.

²⁷ À titre d'exemple, en 2003, l'Australie, le Canada, le Chili, Israël, l'Afrique du Sud, la Suède et le Royaume-Uni appliquent le ciblage ferme de l'inflation, tandis que la Finlande, le Japon, Singapour, la Suisse et les États-Unis poursuivent une politique monétaire d'ancrage implicite de la stabilité des prix. Les pays de la zone euro forment une catégorie spéciale.

spécialisation, leur choix porte d'avantage sur le régime de rattachement du taux de change et le régime de ciblage lâche de l'inflation.

Au sujet des quatre pays d'Agadir, objet de notre travail de recherche, leurs régimes de politique monétaire sont résumés dans le tableau 5. Toutefois, avant de procéder à la description des politiques monétaires pratiquées dans les pays membres de l'accord d'Agadir, il nous semble incontournable de présenter au préalable un aperçu sur les indicateurs économiques de base de ces quatre économies.

2. Politiques monétaires des pays de l'accord d'Agadir

2.1. Accord d'Agadir et Présentation générale des pays signataires

L'accord d'Agadir crée une zone de libre-échange entre quatre pays classés en tant qu'économies émergentes (FMI, 2008 c) : le Maroc, la Tunisie, l'Égypte et la Jordanie. Il s'agit d'un prélude à la future zone euro-méditerranéenne de libre-échange. Cette initiative a été soutenue par la Commission européenne, aussi bien sur le plan politique que sur le plan financier²⁸.

À date, l'accord d'Agadir porte principalement sur les échanges commerciaux. Néanmoins, dans l'avenir, le projet d'extension de cet accord aux aspects monétaires et de change n'est pas exclu. Dans le contexte de la création de la zone de libre-échange euro-méditerranéenne, une harmonisation des politiques monétaires et de change dans le bassin méditerranéen est une condition sine qua non de la réaffirmation de la présence des pays du Sud et de l'Est de la méditerranée (PSEM) sur la scène économique internationale. En effet, à l'heure de l'intégration et de la globalisation, le réalisme conduit à la synchronisation des politiques monétaires et à la coordination des régimes de change entre les pays du pourtour méditerranéen.

Paraphé le 8 mai 2001, signé le 25 février 2004 et ratifié le 11 juillet 2006, la route vers l'application effective de l'accord a été truffée d'obstacles. En particulier, un défaut d'harmonisation des clauses de l'accord entre les différents pays membres a persisté²⁹. C'est alors depuis le 27 mars 2007 que l'accord est entré en vigueur.

Certes, l'Égypte, la Jordanie, le Maroc et la Tunisie représentent des pays divergents en termes de taille, de population, de croissance et d'ouverture (tableaux 2 et 3). La Tunisie a suivi une croissance élevée et régulière, notamment depuis le début des années 90, tandis que la Jordanie a connu des reculs de son PIB per capita. Le Maroc et l'Égypte se sont établis sur des régimes de croissance lents. Toutefois, depuis 2006, une nouvelle

²⁸ Grâce à un programme de 4 millions d'euros.

²⁹ Concrètement, c'est le volet agricole qui est à l'origine du retard en raison des différents accords des pays membres avec les États-Unis.

dynamique de croissance réelle a émergé au sein du groupe d'Agadir : la Tunisie est dépassée par les autres membres, notamment par l'Égypte et la Jordanie (graphique 1).

Tableau 2. Données générales relatives à l'année 2006

	Égypte	Jordanie	Maroc	Tunisie
Population en million	74,13	5,70	31,48	10,20
PIB per capita en USD	1268,93	2223,82	1803,50	2938,24
Croissance réelle (variation annuelle en pourcentage)	6,8	6	7,4	5,5
Degré d'ouverture³⁰	64,98	112,35	78,93	98,63

Sources : *Statistiques financières Internationales, Fonds Monétaire International, Mars 2007. Institut National des Statistiques pour la Tunisie, FMI (2008 a).*

Tableau 3. Variables macroéconomiques clés en pourcentage (1986-2006)

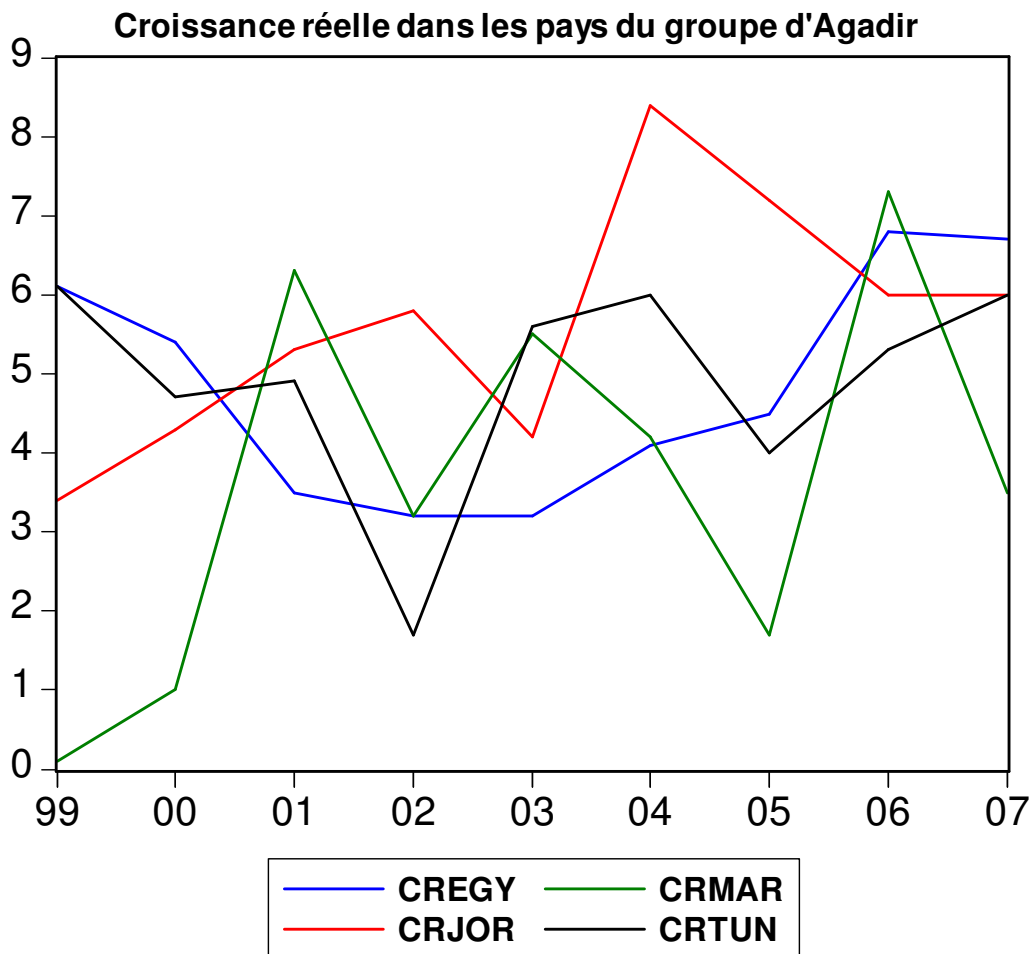
	Données	Obs	Moyenne	Écart-type
Inflation annuelle (IPC) Égypte	1986:1-2006:12	252	10,67	7,67
Inflation annuelle (IPC) Jordanie	1986:1-2006:11	251	4,89	6,97
Inflation annuelle (IPC) Maroc	1986:1-2006:12	252	3,52	2,68
Inflation annuelle (IPC) Tunisie	1986:2-2006:12	251	4,51	1,98
Croissance réelle Égypte³¹	1986:1-2006:1	21	3,43	3,59
Croissance réelle Jordanie	1986:1-2003:1	18	2,55	7,43
Croissance réelle Maroc	1986:1-2006:1	21	3,04	4,71
Croissance réelle Tunisie	1986:1-2004:1	20	3,76	2,66
Taux d'intérêt à court terme Égypte	1985:1-2006:12	264	12,79	1,97
Taux d'intérêt à court terme Jordanie	1985:1-2006:12	264	6,77	1,89
Taux d'intérêt à court terme Maroc	1985:1-2006:12	264	7,37	3,15
Taux d'intérêt à court terme Tunisie	1985:1-2006:12	264	8,11	2,35
Taux de change effectif nominal Égypte (variation annuelle)	1986:1-2006:12	252	-11,58	22,52
Taux de change effectif nominal Jordanie (variation annuelle)	1986:1-2006:12	252	-3,86	13,91
Taux de change effectif nominal Maroc (variation annuelle)	1986:1-2006:12	250	1,12	3,87
Taux de change effectif nominal Tunisie (variation annuelle)	1986:1-2006:12	252	-3,49	6,13

Sources : *Statistiques financières Internationales (FMI) et Banques Centrales des pays du groupe d'Agadir.*

³⁰ Le taux d'ouverture est obtenu par le rapport de la somme des exportations et des importations au PIB.

³¹ Les croissances réelles des quatre pays du groupe d'Agadir sont à fréquence annuelle.

Graphique 1³²



Aux premiers abords, trois caractéristiques actuelles communes ressortent pour les quatre pays du groupe d'Agadir. En premier lieu, contrairement aux autres PSEM, leurs ressources pétrolières sont limitées ou nulles. En deuxième lieu, les transferts financiers des émigrés jouent un rôle majeur dans la réduction de la pauvreté, particulièrement en Égypte, en Jordanie et au Maroc. En troisième lieu, la structure de l'activité économique est similaire, notamment pour l'Égypte, le Maroc et la Tunisie. Seule la Jordanie se démarque du groupe par une forte dominance des services et une contribution dérisoire de l'agriculture dans le PIB (tableau 4).

³² Sources: World Economic Outlook, Mars 2007, FMI. Les données de 2007 sont des estimations du FMI.

Tableau 4. Structure de la production dans les pays d'Agadir (% du PIB, année 2003)

	Agriculture	Industrie	Services
Égypte	17	32	51
Jordanie	2	26	72
Maroc	16	31	53
Tunisie	12	29	59

Source : Berument et Ceylan (2004).

Sur le plan monétaire, une similarité apparaît entre les pays du groupe d'Agadir : en dépit de la divergence de leurs régimes monétaires *de facto*, ils envisagent la transition vers une politique de ciblage de l'inflation. Les périodes de transition estimées par le FMI (2006 b) sont résumées dans l'encadré suivant.

Encadré 1. Candidats pour le ciblage de l'inflation au sein du groupe d'Agadir

Court terme (1-2 ans) : Égypte.
Moyen terme (3-5 ans) : Maroc.
Long terme (supérieur à 5 ans) : Tunisie.

Source : FMI (2006 b).

Seule la Jordanie ne figure pas encore en tant que candidat potentiel à l'implantation d'une politique monétaire de ciblage de l'inflation. Cette question suscite la controverse. D'une part, en se référant aux conditions requises pour le passage à une politique monétaire de ciblage de l'inflation, Jbili et Kramarenko (2003) soulignent que la Tunisie et la Jordanie sont sur le point de satisfaire à certaines d'entre elles. D'autre part, non seulement, la Jordanie est le membre du groupe d'Agadir qui pratique le régime d'ancrage du taux de change fixe le plus ferme, mais aussi, à date, la Banque Centrale de la Jordanie ne bénéficie pas d'un statut autonome et indépendant (Neaime, 2007).

Dans les deux sections suivantes, les politiques monétaires des pays membres de l'accord d'Agadir sont étudiées.

2.2. Classification des politiques monétaires des pays du groupe d'Agadir

Tableau 5. Régimes monétaires *de facto* des pays du groupe d'Agadir (1986-2006)

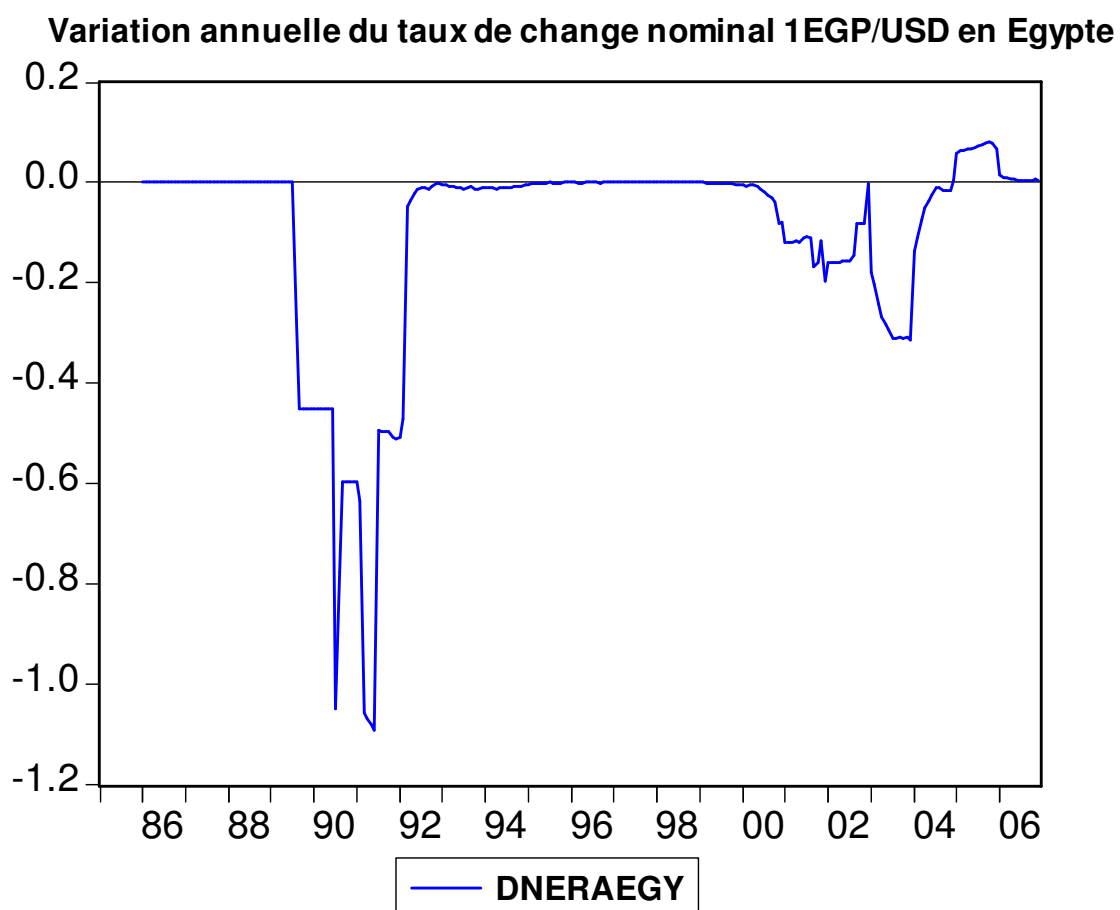
	Ancrage du taux de change nominal / USD	Ancrage du taux de change nominal / panier monétaire	Ancrage d'agrégat monétaire
Égypte	1986-2002 et 2006		2003-2005
Jordanie	1996-2006	1986-1995	1986-1995
Maroc		1986-2006	
Tunisie		1986-2004	1986-2006

Sources : FMI (2004 d, 2005 a, 2007 h et 2007 i), Stone et Bhundia (2004) et nos propres observations.

En Égypte, jusqu'à fin 2002, la cible intermédiaire de la politique monétaire était le taux de change nominal unilatéral par rapport au dollar (USD). Les classifications officielles du FMI (2004 d, 2005 a et 2006 g) stipulent qu'à l'aube de 2003, année officielle de l'introduction du flottement libre, implicitement, la politique monétaire cible des agrégats monétaires, et qu'elle est menée conjointement avec un régime de change à flottement géré (annexes 1 et 2). Toutefois, le régime de politique monétaire réellement pratiqué depuis 2003 est controversé. D'une part, nous remarquons sur le graphique 2 un retour à l'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD à la fin de 2003, interrompu par une légère appréciation de la livre égyptienne en 2005. La persistance de l'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD a également été soulignée dans la littérature {FMI (2006 g) et Fanizza et Söderling (2006)}. Les classifications des régimes de change *de facto* du FMI (2006 d et 2007 h) intègrent l'Égypte dans la catégorie d'ancrage du taux de change par rapport à une seule devise. D'autre part, Stone et Bhundia (2004) trouvent qu'en 2003, la politique monétaire *de facto* de l'Égypte repose sur un vague ciblage de l'inflation. En outre, les économistes du FMI (2005 b) soulignent que depuis la rupture officielle de l'ancrage du taux de change nominal, l'ancrage nominal de la politique monétaire égyptienne n'est pas clairement défini. Dans le même ordre d'idées, Al-Mashat et Billmeier

(2007) affirment qu'entre 2000 et 2005, les autorités monétaires égyptiennes ont été incapables d'annoncer explicitement l'ancrage nominal de la politique monétaire.

Graphique 2³³

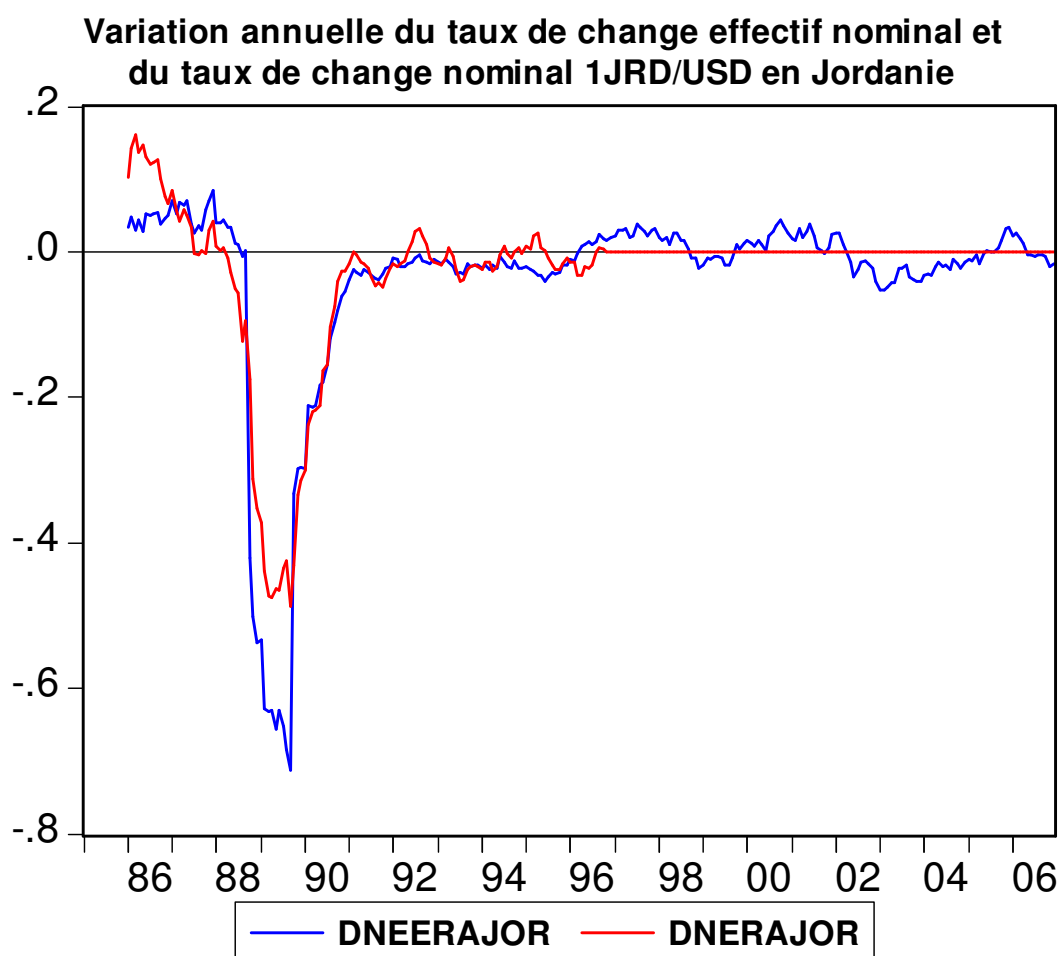


En Jordanie, entre 1986 et 1996, les autorités monétaires pratiquaient la politique monétaire *de jure* d'ancrage de la masse monétaire, parallèlement au ciblage implicite du taux de change nominal multilatéral par rapport à un panier monétaire. Toutefois, en observant le graphique 3, il semblerait que durant toute la période de notre étude (1986-2006), implicitement ou explicitement, la politique monétaire jordanienne repose davantage sur

³³ L'analyse menée dans le cadre de notre travail repose sur des graphiques présentant des variations annuelles des variables à fréquence mensuelle. Dans le but de mieux capter les dynamiques des variables, nous étudions leurs mouvements avec un écart de 12 mois.

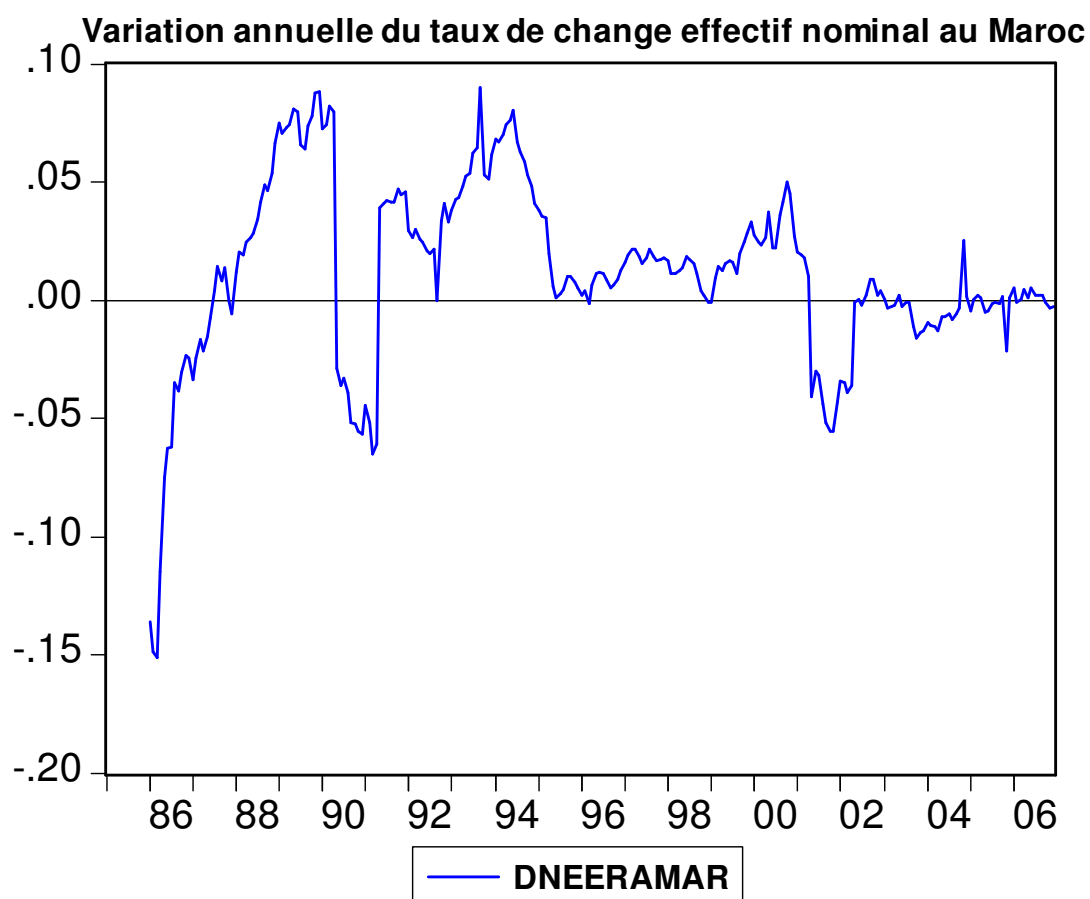
l'ancrage du taux de change nominal unilatéral par rapport au USD. L'évolution de l'ancrage nominal intermédiaire de la politique monétaire en Jordanie montre que durant la période 1986-1995, le taux de change effectif nominal affiche une volatilité modérée, mais de même ampleur que celle du taux de change nominal par rapport au USD (supposé flotter avec plus de flexibilité). Il apparaît donc que l'ancrage du taux de change effectif nominal n'était pas ferme. À partir d'octobre 1995, la tendance est inversée : suite à l'adoption du ciblage intermédiaire du taux de change nominal unilatéral par rapport au USD, on assiste à un ancrage ferme et clair de la nouvelle cible intermédiaire. Le taux de change nominal est solidement ancré au dollar et affiche une stabilité parfaite, alors que la volatilité du taux de change effectif nominal s'accroît.

Graphique 3



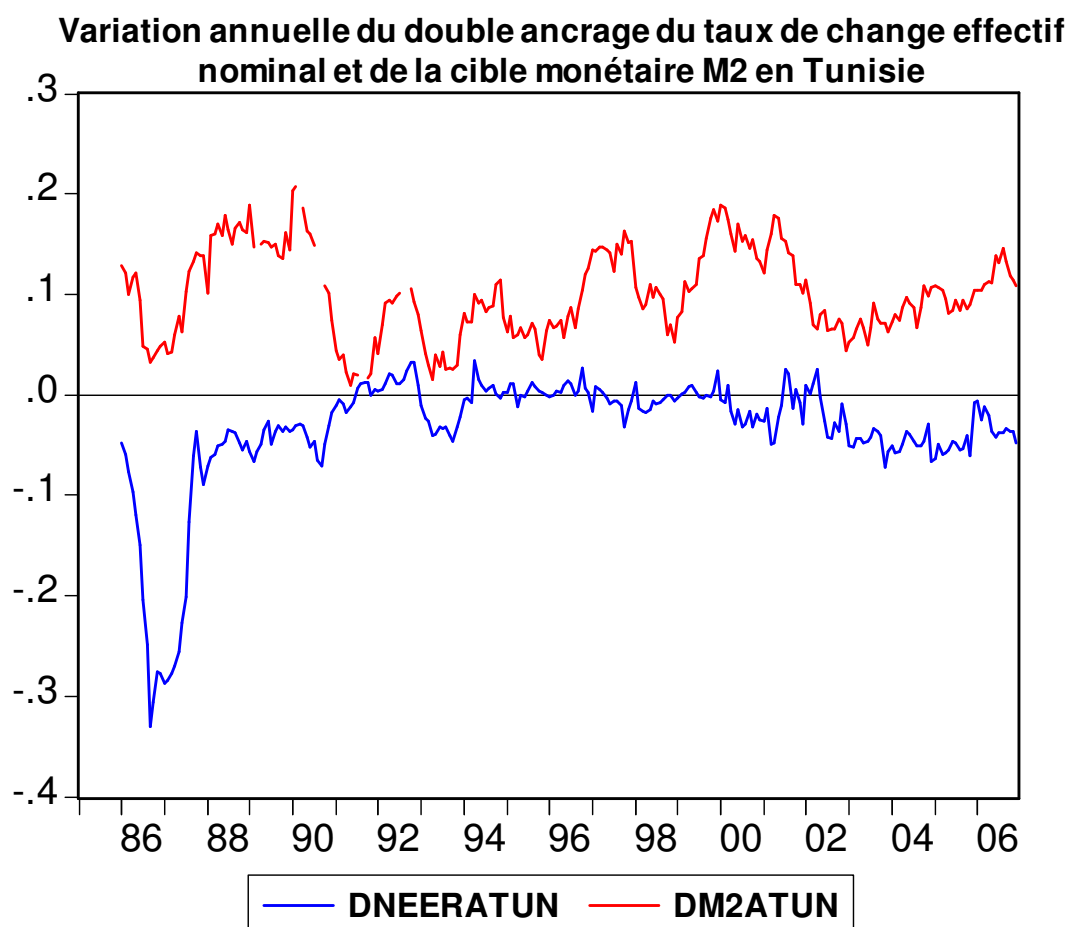
Tout au long de notre période d'étude. Le Maroc persiste à pratiquer le régime conventionnel d'ancrage du taux de change nominal multilatéral par rapport à un panier monétaire. Cependant, en réalité, cet ancrage ne semble pas ferme dans la mesure où il est contenu au sein d'une bande (graphique 4). L'existence de cette bande implicite est également soulignée par les économistes du FMI (2007 g). Neaime (2007) affirme que dans une perspective de passage au régime de ciblage de l'inflation, les autorités monétaires marocaines pratiquent d'ores et déjà une politique monétaire *de facto* de ciblage de l'inflation.

Graphique 4



En Tunisie, les autorités monétaires poursuivent une politique d'ancrage monétaire de M2 conjointement avec l'ancrage implicite du taux de change nominal multilatéral de 1986 à fin 2004 (FMI, 2004 d et 2005 a). Il est important de noter que l'ancrage du taux de change nominal est un semi-ancrage souple et modéré. À partir de 2005, l'ancrage parallèle du taux de change a été abandonné en faveur d'un régime de change plus flexible (annexes 1, 2 et 3). Fanizza et Söderling (2006) mettent en exergue l'absence en pratique du ciblage de l'ancrage nominal intermédiaire (officiellement la croissance de l'agrégat M2) en Tunisie depuis le début des années 90. Selon ces auteurs, la politique monétaire *de facto* serait basée sur une cible opérationnelle : le taux d'intérêt nominal à court terme. Neaime (2007) soutient qu'implicitement, la politique de ciblage de l'inflation est déjà adoptée par la BCT.

Graphique 5



Nous avons présenté la classification des différents types de régimes de politique monétaire dans les quatre pays d'Agadir. Le type de régime monétaire informe sur la cible intermédiaire de la politique monétaire. Or une présentation complète d'une politique monétaire s'articule autour des fondements de la politique monétaire, à savoir : les instruments opérationnels, les cibles intermédiaires et les objectifs finaux. C'est pour cette raison qu'une présentation de fond des politiques monétaires menées dans les quatre pays de l'accord d'Agadir est exposée dans la section qui suit. De même, le mécanisme de transmission de la politique monétaire est brièvement traité.

Le mécanisme de transmission de la politique monétaire peut être défini comme le processus qui permet de transmettre les changements de la politique monétaire aux variables économiques fondamentales : l'inflation et la croissance (Taylor, 1995). Les changements non anticipés de la politique monétaire constituent des chocs de politique monétaire. Les travaux économétriques portant sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire ont mis l'accent sur deux cibles opérationnelles de la politique monétaire : le taux d'intérêt à court terme et la base monétaire. Les mouvements de ces variables reflètent les changements de la politique monétaire.

La littérature dénombre essentiellement trois types de canaux de transmission : le canal monétaire, le canal crédit et le taux de change³⁴. Le canal monétaire est mis en exergue par l'école monétariste. Le courant Keynésien privilégie le canal crédit et le canal taux de change. Le taux de change est considéré par la littérature comme le canal de transmission dominant dans les économies émergentes (Dabla-Norris et Floerkemeier, 2006)³⁵. Son pouvoir de transmission dépend essentiellement du degré d'ouverture des économies³⁶.

³⁴ La littérature traitant du mécanisme de transmission de la politique monétaire et ses canaux est très dense. Une classification plus détaillée des canaux de transmission de la politique monétaire distingue plusieurs canaux : le taux d'intérêt, le canal monétaire, le canal crédit, la balance des paiements, les prix des actifs, le taux de change et les anticipations.

³⁵ Notamment les économies qui pratiquent des rattachements fixes du taux de change tels que la dollarisation et le «currency board».

³⁶ Contrairement au canal crédit bancaire qui ne peut être efficace dans la transmission de la politique monétaire que sous deux conditions : 1) les autorités monétaires doivent être capables d'influencer les liquidités des banques via les opérations d'«open market» ou d'autres instruments monétaires et 2) l'inexistence de substituts parfaits aux crédits accordés par les banques. Par conséquent, la performance de ce canal nécessite des conditions particulières de structure, de maturité et de régulation des marchés financiers.

2.3. Description des politiques monétaires des pays du groupe d'Agadir

2.3.1. Politique monétaire en Égypte

Les autorités monétaires égyptiennes ont longtemps été partagées entre l'objectif de maîtrise de l'inflation et la gestion de la dette extérieure. La multiplicité des objectifs poursuivis a entravé la conduite d'une politique monétaire indépendante et efficiente (Al-Mashat et Billmeier, 2007). Le choix de l'ancrage de la livre au dollar témoigne de l'importance accordée à l'objectif de la gestion de la dette. Pourtant, le régime d'ancrage au dollar pendant plusieurs années a été coûteux pour l'Égypte : l'économie demeure très exposée aux chocs exogènes, la croissance du PIB est insuffisante et la pauvreté progresse. Sur le plan monétaire, l'ancrage de la livre égyptienne au dollar a non seulement amélioré la crédibilité des autorités monétaires, mais aussi facilité la convergence du taux d'inflation vers celui des États-Unis. Ce taux est passé de 25.8% en 1991 à 2.7% en 2002. Toutefois, l'effet pervers de cet ancrage s'est traduit par une appréciation du taux de change effectif réel par rapport aux monnaies européennes, altérant ainsi la compétitivité de l'économie égyptienne.

C'est vers la fin de 1999 que l'idée de l'abandon de la politique d'ancrage du taux de change en faveur d'une plus grande flexibilité du taux de change, sur un rythme progressif et prudent, a émergé. Le FMI insistait sur la nécessité d'une dévaluation réelle de la devise égyptienne afin d'améliorer la compétitivité des exportations, surtout à la suite des dépréciations par rapport au USD des monnaies des principaux concurrents commerciaux. En outre, les autorités monétaires estimaient que le contrôle récent de l'inflation provoquerait une appréciation réelle de la monnaie égyptienne. Par conséquent, il fallait contrecarrer toute appréciation possible.

La montée des tensions sur les territoires palestiniens en 2000 a eu un impact négatif sur la croissance de toute la région du Moyen-Orient. À la fin de 2000, l'économie égyptienne était en pleine crise économique. Les attentats de 2001 suivis par les guerres d'Afghanistan et d'Irak ont enfoncé toute la région dans une récession économique. Entre 1997 et 2002, l'Égypte a perdu le quart de ses réserves de change, indispensables à la défense de la parité

du rattachement fixe du taux de change. La réimposition des contrôles de change a encouragé l'émergence d'un marché de change informel important.

Face à cette situation de crise, dans le cadre de la nouvelle orientation de la politique économique, le 28 janvier 2003, la mise au flottage libre du taux de change a été annoncée par les autorités monétaires égyptiennes. À la fin de cette année, la livre a perdu 33% de sa valeur et le taux de change a atteint 6.15 EGP/1 USD. Les autorités soulignent que le passage au régime de change flottant permettrait au taux de change de jouer son rôle d'instrument d'ajustement macroéconomique en cas de chocs exogènes. De plus, en raison de son caractère volontaire, ce passage a attribué une forte crédibilité à la politique monétaire qui l'accompagne³⁷.

Les économistes du FMI (2005 b) approuvent cette décision et soulignent qu'elle s'inscrit dans une perspective de mise en place de réformes structurelles et de stimulation de la croissance économique. Cependant, ils affirment que le rôle de la Banque Centrale d'Égypte (BCE) et son degré d'indépendance, les instruments monétaires adoptés et la hiérarchie des nouveaux objectifs de la politique monétaire n'ont pas encore été clairement spécifiés. Par ailleurs, depuis l'adoption du nouveau régime de change, le niveau de dollarisation de l'économie a progressé (27.2% en avril 2003 contre 18.5% en 1997) et le dollar continue à représenter une valeur refuge pour les agents économiques³⁸.

À la suite d'une période d'incapacité de la BCE d'annoncer explicitement l'ancrage et l'objectif final de la politique monétaire, en 2003, l'objectif final *de jure* de BCE est clairement énoncé : maintenir la stabilité des prix (Al-Mashat et Billmeier, 2007). Cet objectif est en harmonie avec le soutien de la croissance économique et la création de

³⁷ Ce choix résulte d'une décision réfléchie par les autorités monétaires dans le cadre d'une nouvelle orientation de politique économique ouverte et libérale, et non pas d'un abandon forcé du régime de change suite à une crise de la balance des paiements. À titre d'exemple, pour faire face à la crise de la balance des paiements, les autorités monétaires de l'Argentine ont été contraintes à rompre leur régime de «currency board».

³⁸ Il s'agit d'une dollarisation du marché et non pas d'une dollarisation politique officielle. La première consiste en une coexistence entre le dollar et la monnaie domestique. Le dollar est surtout utilisé pour les transactions commerciales. Quant à la dernière, elle impliquerait la substitution de la monnaie domestique par le dollar à tous les niveaux de l'économie.

l'emploi. En accord avec le nouveau système de change flexible, la BCE a annoncé une politique monétaire plus active dans la lutte contre l'inflation.

Officiellement, jusqu'à 2005, la croissance de l'agrégat monétaire M2 constitue la cible intermédiaire de la politique monétaire (FMI, 2006 g). Néanmoins, en 2003, la BCE a décidé de poursuivre également un objectif intermédiaire visant le freinage de la dépréciation de la monnaie nationale et sa stabilisation.

Malgré la poursuite d'une politique monétaire restrictive et la baisse du taux d'accroissement de la monnaie en 2003, le taux d'inflation est passé de 2.7% en 2002 à 3.2% en 2003. Ce résultat pourrait être lié à deux facteurs. En premier lieu, la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix est rompue en Égypte. Toutefois, cette affirmation est controversée. Kia (2004) ne trouve pas d'évidence d'une relation positive significative entre l'offre de monnaie et les prix en Égypte. Il en déduit qu'en Égypte, une politique monétaire restrictive ne peut pas avoir d'impact à long terme sur l'inflation. En revanche Kandil et Mirzaie (2003) soulignent l'existence d'une relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix en Égypte.

En deuxième lieu, les autorités monétaires égyptiennes affirment que cette hausse de l'inflation est la conséquence de l'inflation importée provoquée par la dépréciation de la monnaie égyptienne depuis la mise en flottement de la livre au début de 2003. Kia (2004) confirme la dominance du phénomène de l'inflation importée en Égypte. En étudiant les effets des chocs internes et externes, il arrive à la conclusion qu'à long terme, la dépréciation de la monnaie domestique provoque une hausse des prix. Par conséquent, depuis le changement radical de 2003, en Égypte, le pouvoir de transmission du canal taux de change aux prix est mis en évidence.

En juin 2005, les autorités monétaires ont affirmé leur volonté d'engager une transition vers un régime monétaire de ciblage de l'inflation à moyen terme. Les économistes du FMI (2006 g) soutiennent cette décision et recommandent une accélération des réformes

préalables. À cet effet, selon le FMI (2006 b), l'Égypte est classé en tant que candidat potentiel à l'adoption du ciblage de l'inflation à court terme (1 à 2 ans).

L'année 2005 marque un tournant important pour la politique monétaire en Égypte. Ainsi, avant l'annonce de la transition vers une politique de ciblage de l'inflation en juin 2005, les réserves monétaires représentaient la cible opérationnelle de la politique monétaire. Par la suite, dans le cadre simultané du passage au flottage libre du taux de change en 2003 et de la perspective de l'adoption à moyen terme du ciblage de l'inflation, le taux d'intérêt à court terme a été adopté au titre d'instrument opérationnel de la politique monétaire. On assiste dès lors à une plus grande flexibilité du taux d'intérêt à court terme et à un accroissement des opérations sur le marché monétaire.

Les instruments de la politique monétaire de la BCE sont les suivants :

- Les réserves obligatoires : le taux est fixé à 14 % pour les dépôts en livre égyptienne et à 10% pour les dépôts en devises étrangères. Les premières ne sont pas rémunérées par la BCE, tandis que les réserves étrangères sont rémunérées au LIBOR.
- Le réescompte : les banques ont rarement recours à cet instrument en raison de son taux élevé.
- Les opérations d'open market. Les appels d'offre ont été introduits en septembre 2002. dans le but d'ajuster les conditions du marché monétaire, les ponctions ont été mises en place en 2004.

Mécanisme de transmission de la politique monétaire en Égypte

Peu de travaux ont traité du mécanisme de transmission de la politique monétaire en Égypte. Le taux de change nominal demeure le canal dominant (Al-Mashat et Billmeier, 2007). Neaime (2007) met en évidence l'importance du taux de change nominal dans la transmission des mouvements du taux d'intérêt à court terme aux prix. Les économistes du FMI (2005 d) trouvent que les mouvements du taux de change sont transmis à l'indice des prix de gros (WPI) avec un retard de 6 à 12 mois. Al-Mashat (2007) montre que 26% des variations du taux de change nominal sont transmises à l'indice des prix à la consommation (CPI) avec un retard de 12 mois. Par ailleurs, l'auteur souligne que les canaux monétaires sont à l'origine de 90% des variations du WPI.

Le taux d'intérêt ne représente pas un canal effectif dans la transmission de la politique monétaire en Égypte (Hassan, 2003). Toutefois, en ligne avec la transition vers une politique monétaire de ciblage de l'inflation, la modernisation des instruments de la politique monétaire a contribué à renforcer le canal taux d'intérêt à court terme (Al-Mashat et Billmeier, 2007).

2.3.2. Politique monétaire en Jordanie

La politique monétaire en Jordanie a été marquée par deux phases. Une politique monétaire basée sur l'interventionnisme et l'encadrement de l'État régnait jusqu'à 1989. À la suite de la crise de la balance des paiements de 1989, qui s'est soldée par une dévaluation du dinar jordanien de près de 50% et par une chute des réserves de change à quelques semaines d'importations, avec l'assistance du FMI, le premier programme d'ajustement structurel fut lancé.

En se référant à la loi de 1971, les objectifs de la Banque Centrale de Jordanie (BCJ) se résument à : maintenir la stabilité monétaire, assurer la convertibilité du dinar jordanien et soutenir la croissance économique en accord avec la politique économique générale du gouvernement.

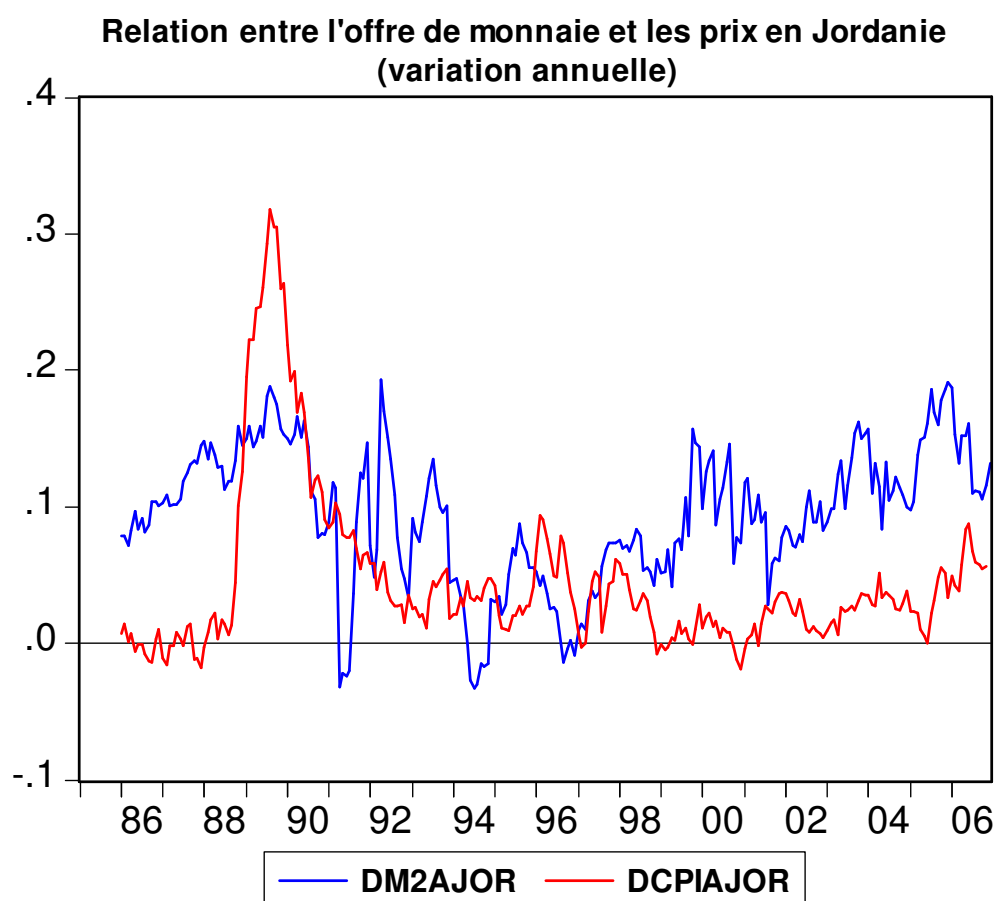
L'agrégat monétaire M2 a représenté l'ancrage intermédiaire de la politique monétaire jusqu'en octobre 1995. Cette politique d'ancrage était menée conjointement avec le rattachement du taux de change par rapport à un panier monétaire. La base monétaire était utilisée en tant que cible opérationnelle de la politique monétaire. Cette politique a été conduite avec succès jusqu'à la fin de 1995. Toutefois, à cette période, la volatilité du multiplicateur de la base monétaire s'est considérablement accrue. La situation s'est soldée par des erreurs de prévisions significatives de la base monétaire estimée.

Par ailleurs, l'ancrage de l'agrégat monétaire était devenu insoutenable en raison de la forte élasticité de substitution entre la monnaie domestique jordanienne et la monnaie étrangère³⁹ (Bhattacharya, 2003), le dinar jordanien étant totalement convertible. D'une part, le contrôle de la composante en devises étrangères de l'agrégat monétaire au sens large par les autorités monétaires est difficile. D'autre part, une substitution de devises élevée engendre une volatilité importante du taux de change nominal. Ces arguments ont plaidé en faveur du régime monétaire d'ancrage intermédiaire du taux de change nominal en Jordanie.

³⁹ Le dollar américain éventuellement.

La matrice des corrélations montre que l'agrégat monétaire M2 est fortement et positivement corrélé avec l'indice des prix à la consommation (annexe 4). L'éventualité d'une relation entre l'agrégat M2 et les prix peut être soutenue sur la période allant de 1997 à 2006 (graphique 6). Concernant la période antécédente, une rupture de la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix est notée. En dépit de la forte volatilité de l'agrégat monétaire M2, les mouvements des prix ne suivent pas. De plus, le pic inflationniste de 1989 n'est pas précédé par un accroissement de même ampleur de M2. Par ailleurs, l'existence d'une relation monétariste en Jordanie n'est pas confirmée par le test de Granger. Au sens de Granger, les prix causent M2 et non le contraire (voir annexe 6)⁴⁰.

Graphique 6



⁴⁰ Rappelons qu'au sens de Granger, une variable Y cause une variable X, si la prédictibilité de X est améliorée lorsque l'information relative à Y est introduite dans l'analyse (Bourdonnais, 2003).

En octobre 1995, la Banque Centrale de Jordanie (BCJ) a pris des mesures radicales en optant pour une nouvelle politique monétaire. La politique d'ancrage du taux de change par rapport au dollar américain à une parité fixe de 0.709 JRD pour 1 USD a été adoptée. Le nouvel objectif final ultime de stabilité monétaire de la BCJ possède deux volets : maîtriser l'inflation et préserver la parité d'ancrage du taux de change par rapport au dollar tout en maintenant les réserves de change à un niveau adéquat.

La nouvelle politique monétaire de la BCJ est officiellement axée sur la maîtrise de l'inflation. Néanmoins, en pratique, son objectif majeur est probablement le maintien de l'ancrage du dinar jordanien au dollar américain. L'objectif de la stabilité de la parité du rattachement fixe au dollar revêt une importance particulière pour les autorités monétaires jordaniennes, spécialement après l'épisode de la dépréciation profonde du dinar engendrée par la crise de la balance des paiements.

Désormais, la cible intermédiaire est le rattachement du taux de change nominal unilatéral par rapport au USD. L'ancrage du taux de change nominal est soutenu par les réserves de change. Ces réserves sont relativement importantes (maintenues autour de 9 mois d'importations)⁴¹. Cependant, compte tenu de l'écart d'inflation entre la Jordanie et les États-Unis, l'adoption du régime de change d'ancrage du dinar jordanien par rapport au USD a engendré une appréciation du dinar jordanien en termes réels et une perte de compétitivité de la Jordanie relativement aux autres pays du Moyen-Orient (FEMISE, 2005 b). En 2006, en dépit d'une modeste appréciation du dinar en termes effectifs réels, la Jordanie a amélioré sa compétitivité et ses parts de marché⁴². Les économistes du FMI (2007 c) soulignent que le dinar jordanien ne présente pas de mésalignement et que le rattachement du taux de change à titre d'ancrage nominal continue à être favorable à l'économie jordanienne.

⁴¹ Toutefois, une chute des réserves de change à 5 mois d'importations a été constatée en 2006 (FMI, 2007 c).

⁴² La part de marché de la Jordanie dans les importations américaines est passée de 0.07% en 2000 à 1.36% en 2006 avec une croissance de 15% en 2006 (FMI, 2007 c). Cette hausse est notamment liée à l'accord de libre-échange avec les États-Unis.

Dans le cadre de la nouvelle politique monétaire d'ancrage du taux de change par rapport au USD, adoptée à la fin de 1995, la cible opérationnelle désignée est le taux d'intérêt à court terme, plus précisément, le taux des certificats de dépôts (CD) à 3 mois. Dans ce contexte, la BCJ a volontairement maintenu un écart entre les taux d'intérêt domestiques et américains. En 2006, cet écart s'est stabilisé dans un intervalle de 1^{1/2}-2 en pourcentage. Les économistes du FMI (2007 a) soulignent que le maintien du «spread» par rapport aux taux d'intérêt américains a renforcé la confiance dans le dinar jordanien. En dépit de sa convertibilité totale, le ratio de dollarisation s'est stabilisé autour de 27% des dépôts en 2006.

Dans le but d'orienter la demande du dinar jordanien relativement au USD, la BCJ influence les taux d'intérêt créditeurs et débiteurs des banques via le ciblage du taux d'intérêt à court terme. Cette ligne d'action lui permet de veiller fermement au maintien de la parité de l'ancrage du JRD par rapport au USD. Par conséquent, sachant que la BCJ n'intervient pas directement sur le marché des changes, le succès de la conduite de la politique monétaire en Jordanie repose sur la capacité de transmission de la cible opérationnelle de la BCJ (CD à 3 mois) aux taux d'intérêt des banques (Poddar et al., 2006)⁴³.

Paradoxalement, Neaime (2007) souligne que la politique monétaire de la Jordanie est inefficace en raison de l'ancrage du taux de change fixe JRD/USD. Ainsi, l'auteur remarque que le taux d'intérêt à court terme ne répond pas à un éventuel choc de change.

La facilité de dépôt de 24 h a été introduite en mars 1998. Cet instrument permet à la BCJ de gérer les liquidités sur une base quotidienne. Il représente également la borne inférieure du taux interbancaire. Son taux est ajusté en fonction des taux américains depuis 2000.

Les réserves de change jouent le rôle d'instrument d'absorption des effets des chocs. En 2003, les réserves de change ont atteint un niveau record permettant ainsi de prémunir

⁴³ Vérifiant la relation de contrôlabilité exercée par le taux des CD à 3 mois sur les taux créditeurs et débiteurs des banques, par une simple régression, Poddar et al. (2006) trouvent que les taux des dépôts répondent plus sensiblement aux variations du taux des CD à 3 mois que les taux emprunteurs.

l'économie contre les effets des chocs. Par ailleurs, dans le but d'alléger les pressions sur la monnaie jordanienne, les autorités monétaires ont recours aux ajustements par les taux d'intérêt. En dépit de l'appréciation du dollar entre 2002 et 2003, l'économie jordanienne a réussi à préserver sa compétitivité en partie grâce à la flexibilité du marché de l'emploi⁴⁴.

De nombreux travaux {Choudhri et al. (2002), Borensztein et De Gregorio (1999), Leiderman et al. (2006), Edwards (2006) et Boughrara (2007)} mettent l'accent sur le pouvoir de transmission des variations du taux de change nominal aux prix, notamment dans les économies émergentes et largement ouvertes⁴⁵. Sous la condition de contrôlabilité du taux de change nominal par l'instrument opérationnel de la politique monétaire, la forte sensibilité des prix aux fluctuations du taux de change nominal constitue un lien important dans le processus de transmission de la politique monétaire. En d'autres termes, lorsque le taux de change nominal permet de véhiculer l'orientation désirée de la politique monétaire aux prix, évaluer le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix revient à étudier le processus de transmission de la politique monétaire allant de la manipulation des instruments opérationnels, passant par le canal de transmission «taux de change nominal» et influençant les prix.

Dans ce qui suit, une analyse descriptive de la relation de contrôlabilité et de causalité du taux de change nominal par les instruments opérationnels de la politique monétaire en Jordanie est présentée⁴⁶.

⁴⁴ Notamment à travers l'émigration.

⁴⁵ Borensztein et De Gregorio (1999) arrivent à la conclusion que le degré de transmission du taux de change nominal aux prix est significativement plus faible dans les pays développés que dans les économies émergentes. Ils trouvent que dans ces dernières, une dévaluation nominale est transmise à l'inflation à raison de 30% au bout d'un an et de 60% au bout de deux ans.

⁴⁶ Le mécanisme de transmission de la politique monétaire via le canal taux de change nominal n'a pas été traité dans le cas de l'Égypte en raison de son faible degré d'ouverture (65% en 2006, tableau 2).

Mécanisme de transmission de la politique monétaire en Jordanie

Petite économie ouverte, largement exposée aux chocs, la Jordanie affronte des défis majeurs dans la conduite de sa politique monétaire. L'identification du processus de transmission de la politique monétaire ainsi que des différents canaux de transmission est essentiel pour cette conduite.

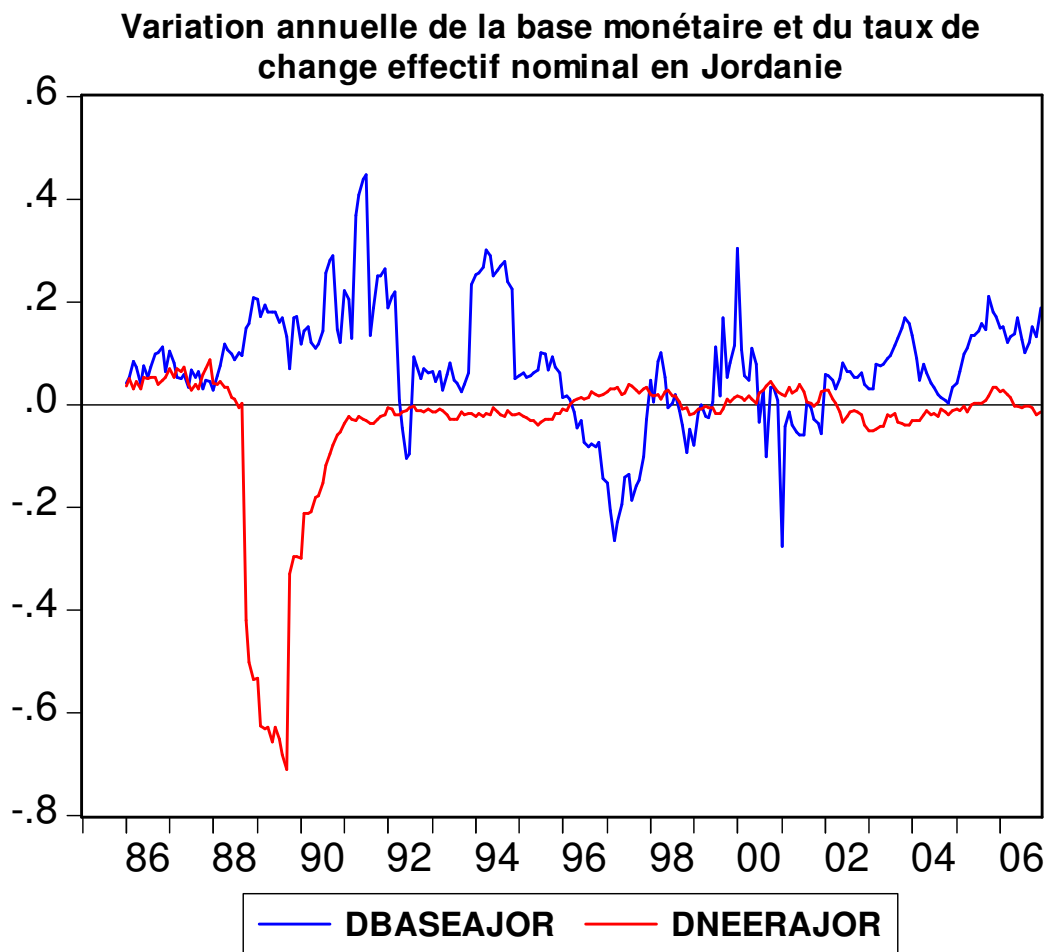
Paradoxalement, Poddar et al. (2006) concluent que les mouvements de la cible opérationnelle (taux des CD à 3 mois) n'arrivent pas à influencer la production réelle. Neaime (2007) affirme que le taux de change nominal et le taux d'intérêt à court terme ne représentent pas des canaux de transmission de la politique monétaire.

Le taux de change effectif nominal fluctue en Jordanie. De plus, la Jordanie est une économie complètement ouverte (son ration d'ouverture est de 112% en 2006, tableau 2). D'où, il est intéressant d'étudier la capacité du taux de change nominal à transmettre la politique monétaire. Afin de jouer le rôle de canal de transmission, le taux de change nominal doit être contrôlable par les instruments opérationnels de la politique monétaire.

La corrélation du taux de change nominal avec le taux d'intérêt de court terme est négative et faible. Elle est négative et élevée avec la base monétaire (annexe 4). Ces relations sont corroborées par les graphiques 7 et 8.

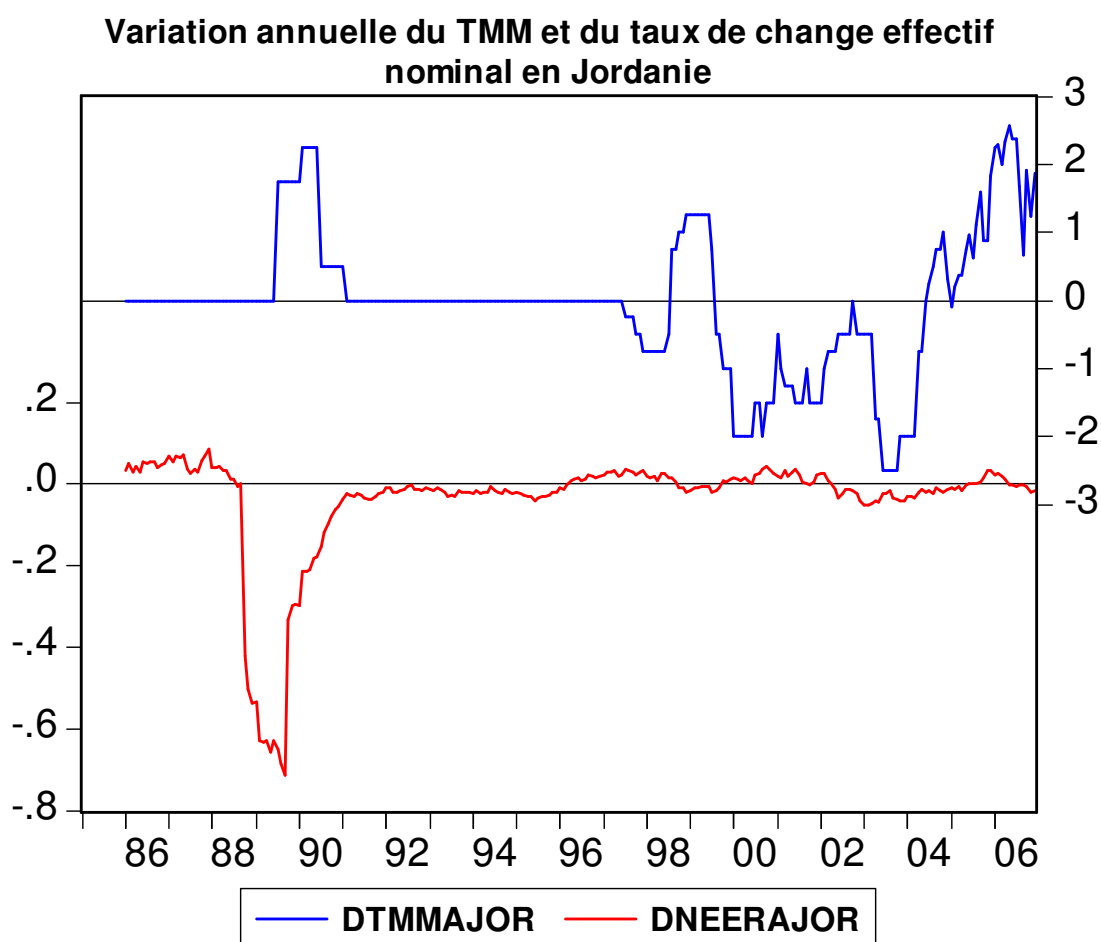
La base monétaire et le taux de change nominal fluctuent dans le sens inverse. Toutefois, la base monétaire ne semble pas en mesure de largement influencer le canal taux de change nominal. Les fortes variations ponctuelles de la base monétaire n'entraînent pas de mouvements importants du taux de change nominal. De plus, selon le test de causalité de Granger, la base monétaire ne cause pas le taux de change effectif nominal (annexe 6). Par conséquent, en Jordanie, le lien entre la base monétaire et le taux de change nominal ne forme pas le premier brin du processus de transmission de la politique monétaire.

Graphique 7



En dépit des mouvements du TMM, libéralisés à la fin des années 90, la faible volatilité du taux de change effectif nominal montre l'absence d'une relation de contrôle ou de causalité possible entre les deux variables. Au sens de Granger, il n'existe aucune relation de causalité entre les deux variables (annexe 6).

Graphique 8



En résumé, l'éventualité d'une relation de contrôlabilité du taux de change nominal par la base monétaire ou par le TMM en Jordanie n'est pas mise en évidence. D'où, le taux de change nominal ne constitue pas un canal performant de transmission de la politique monétaire.

2.3.3. Politique monétaire au Maroc

Les statuts de Bank al Maghrib (BAM)⁴⁷ ne prévoient pas son indépendance vis-à-vis du Trésor (FEMISE, 2004). En 1993, une loi bancaire a été promulguée dans le but de limiter l'indépendance des autorités monétaires en subordonnant les prises de décisions de la BAM aux organes consultatifs suivants :

- Le Conseil national de la monnaie et de l'épargne (CNME). Il donne son avis sur les orientations et les moyens de mise en œuvre de la politique monétaire.
- Le Conseil des établissements de crédit (CEC). Il est consulté pour les aspects techniques des instruments monétaires.

La hiérarchisation des objectifs finaux et des cibles intermédiaires de la politique monétaire de Bank al Maghrib n'est pas formellement spécifiée. Des doutes planaient concernant le caractère officieux de l'objectif de maîtrise de l'inflation. Il apparaissait que les autorités monétaires marocaines poursuivaient une stratégie de ciblage monétaire en annonçant comme principal objectif opérationnel une norme de croissance de l'agrégat M1 (fixée dans une fourchette de 6-7%). Bien que l'objectif officiel des autorités monétaires était la stabilité de la monnaie, officieusement, la stabilité des prix figurait comme objectif prioritaire de la BAM.

Les nouveaux statuts de la BAM, promulgués au début de 2006, stipulent clairement que la stabilité des prix est la mission fondamentale de la BAM.

Les classifications du FMI (2004 d, 2005 a et 2006 d) mettent en exergue le ciblage intermédiaire du taux de change nominal par rapport à un panier monétaire. En 2001, les autorités monétaires ont modifié la composition du panier en limitant ses composantes à l'euro et au USD. Les poids attribués sont respectivement de 80% et 20% (FMI, 2007 g)⁴⁸.

⁴⁷ Bank al Maghrib (BAM) est la Banque Centrale du Maroc.

⁴⁸ La dominance de l'euro dans le panier monétaire reflète l'importance de l'UE en tant que partenaire commercial du Maroc. Par ailleurs, la progression de la part de la dette extérieure libellée en USD (autour de 60%) nécessite d'attribuer un poids non négligeable à la monnaie américaine.

Paradoxalement, aucun support officiel n'indique que la responsabilité de la politique de change incombe à la BAM.

En privilégiant le contrôle strict des mouvements des capitaux et une politique d'ancrage du taux de change, le Maroc a choisi une combinaison permettant d'éviter une contrainte extérieure pesante sur sa gestion macroéconomique. La politique de rattachement du taux de change par rapport à un panier monétaire persiste à être une politique monétaire appropriée pour l'économie marocaine. Cependant, à terme, les autorités monétaires envisagent la transition vers un régime de change plus flexible et une politique de ciblage de l'inflation⁴⁹ (FMI, 2007 g). À ce sujet, le FMI (2006 b) classe le Maroc en tant que candidat potentiel à l'adoption du ciblage de l'inflation à moyen terme (entre 3 et 5 ans).

Au Maroc, la cible opérationnelle de la politique monétaire est la base monétaire. L'orientation de la BAM est de maintenir des taux d'intérêt bas en vue de relancer l'investissement. Toutefois, il y a un risque de conflits d'objectifs entre le maintien de taux d'intérêt bas et la maîtrise de l'inflation.

Depuis les réformes structurelles engagées au Maroc en 1983, le marché monétaire a connu un nouvel essor. Ainsi, en 1988 le marché monétaire a été ouvert à l'ensemble des institutions financières. L'accès à ce marché couvre les entreprises publiques et privées, les personnes physiques et les non-résidents à compter de 1995.

Avant la réforme de 1995, le système de refinancement des banques par Bank al Maghrib (BAM) était très administré et laissait peu de place aux interventions sur le marché monétaire. À partir de juin 1995, la BAM a abandonné son outil d'encadrement du crédit en faveur des opérations d'open market. De nouvelles techniques de refinancement des banques auprès de la BAM ont été introduites. Ces techniques regroupent les appels d'offre hebdomadaires, les prises de pension à 5 jours et les avances sur 24h.

⁴⁹ À cet effet, en collaboration avec le FMI, les autorités monétaires marocaines ont organisé un séminaire sur le ciblage de l'inflation dans les économies émergentes en avril 2007 (FMI, 2006 f et 2007 e).

La BAM a la latitude de faire varier le taux des réserves obligatoires dans une limite maximale de 25% des dépôts à vue et de 10% des dépôts à terme.

En dépit d'une certaine similitude entre les régimes de politique monétaire en Tunisie et au Maroc (notamment le rattachement au FRF jusqu'au début des années 80 et l'ancrage intermédiaire du taux de change par rapport à un panier monétaire par la suite), il apparaît que la BAM est incapable de maîtriser l'inflation aussi bien que la Banque Centrale de Tunisie. Dropsy et Grand (2004) constatent que sur la période 1960-2004, l'inflation est plus persistante et volatile au Maroc qu'en Tunisie. L'impact inflationniste des chocs est temporaire pour la Tunisie et persistant pour le Maroc. Cette situation est due aux facteurs suivants.

En premier lieu, l'économie marocaine est plus exposée aux chocs exogènes (chocs du prix du pétrole et chocs d'offre réelle dus aux désastres climatiques notamment la sécheresse⁵⁰) et endogènes. La vulnérabilité de l'économie marocaine aux chocs semble avoir été mieux maîtrisée en 2005. En effet, l'économie marocaine a été affectée principalement par un choc d'offre réelle (dû à la baisse de la production agricole en raison de la faible pluviométrie), un choc de demande réelle étrangère (lié au démantèlement des accords préférentiels avec l'UE sur le textile) et un choc énergétique (hausse du prix de pétrole). Pourtant, le taux de croissance du PIB non agricole a dépassé les 5% et l'inflation s'est maintenue à un faible niveau (FMI, 2006 f). D'ailleurs, en estimant un modèle VAR de l'économie marocaine, Ziky et Mansouri (2003) trouvent que les chocs de demande étrangère n'entraînent pas d'effets significatifs sur les variables économiques marocaines⁵¹. En revanche, les auteurs remarquent que les effets des chocs de termes d'échange sont considérables sur toutes les variables endogènes⁵².

⁵⁰ Ces performances s'expliquent par le rôle important de l'agriculture dans l'économie marocaine. Malgré sa faible contribution dans le PIB (16%), 44% de la population active est employée dans l'agriculture.

⁵¹ Ce résultat surprenant est confirmé par tous les outils d'analyse : les statistiques F, les fonctions de réponse des chocs et la technique de la décomposition de la variance.

⁵² Cette vulnérabilité de l'économie marocaine aux changements des termes d'échange est accentuée par la concentration des exportations marocaines sur un nombre limité de produits mais aussi sur une zone géographique spécifique (UE).

En deuxième lieu, le faible degré d'indépendance de la BAM par rapport au système bancaire ne lui procure pas beaucoup de moyens pour agir contre l'inflation (la BAM continue à détenir des parts dans plusieurs banques marocaines).

Mécanisme de transmission de la Politique monétaire au Maroc

Au Maroc, le canal monétaire ne semble pas avoir la capacité de transmettre les changements de la politique monétaire aux variables économiques fondamentales. Ce résultat peut être dû au faible contrôle exercé par la BAM sur les agrégats monétaires (canal monétaire), notamment en raison de la faible indépendance de la BAM par rapport au système bancaire. Par conséquent, les autorités monétaires marocaines ne peuvent pas adopter une stratégie d'objectif intermédiaire de ciblage de M2 sans mettre en place des réformes du système financier au préalable. Le canal crédit ne transmet pas les chocs monétaires à l'économie réelle marocaine. Ce résultat peut être attribué à une mauvaise orientation des crédits à des secteurs supposés prioritaires.

Le canal taux de change joue un rôle important dans la transmission des chocs monétaires à l'économie réelle marocaine soit directement (effet direct sur le PIB réel) soit indirectement à travers les prix. Neaime (2007) souligne qu'au Maroc, le taux de change nominal est un canal de transmission effectif des changements de la politique monétaire (variations du taux d'intérêt) aux prix et à la production. Néanmoins, Bouhrara (2003) note que le sens de la variation de la production réelle est contradictoire avec la théorie économique. En se référant aux hypothèses, l'existence du canal taux de change ne peut être confirmée que sous deux conditions : 1) le choc monétaire résulte en une appréciation de la devise domestique; et 2) cette appréciation génère un déclin de la production réelle et des prix⁵³. Or, la production réelle marocaine affiche une hausse. Ce résultat peut être lié au régime de rattachement fixe du taux de change par rapport à un panier monétaire. Il est important de souligner que sous un régime de change fixe, le canal taux de change peut être actif, mais à l'image de l'expérience marocaine, ses effets sur l'économie réelle peuvent être transformés.

⁵³ Le choc monétaire en question est un choc de demande de monnaie.

2.3.4. Politique monétaire en Tunisie

Objectifs et cibles

À l'aube de la crise de la balance des paiements qui a touché l'économie tunisienne en 1986, le plan d'ajustement structurel (PAS) a été lancé sous l'égide du FMI⁵⁴. Dans le cadre du PAS, l'accent a été mis sur la réforme du secteur financier. Cette réforme inclut notamment la libéralisation progressive du taux d'intérêt et la transition vers les instruments monétaires indirects basés sur le marché. Dès lors, le taux d'intérêt est devenu un instrument privilégié dans la mobilisation de l'épargne et l'allocation optimale des ressources⁵⁵.

Dans le but d'atteindre les objectifs des réformes du PAS, la Banque Centrale de Tunisie (BCT) poursuit une politique monétaire d'ancrage monétaire. Elle vise à préserver la valeur de la monnaie en maîtrisant le taux d'inflation à un niveau proche de celui observé dans les pays partenaires et concurrents. En dépit du fait que les textes officiels ne stipulent pas explicitement que la stabilité des prix figure comme l'objectif prioritaire de la politique monétaire, la BCT oriente ses actions vers la réalisation de cet objectif.

La responsabilité institutionnelle de la politique de change n'est pas spécifiée. Officiellement, il incombe à la BCT de nombreuses missions : soutenir la politique économique du gouvernement, défendre la valeur interne et externe de la monnaie et maintenir sa stabilité.

⁵⁴ Le principe fondamental du PAS consiste à guider l'économie tunisienne d'une économie administrée à une économie ouverte et libéralisée où les forces du marché substituent les interventions des autorités gouvernementales. Les objectifs majeurs du PAS s'articulent autour de la maîtrise de l'inflation, de la libéralisation graduelle des taux d'intérêt afin de relancer l'activité économique (les taux d'intérêt réels ayant atteint des valeurs négatives), de l'amélioration de la supervision bancaire et de la conduite de la politique monétaire par le biais d'instruments monétaires indirects basés sur le marché. Il est important de noter que la Tunisie est le seul pays au monde à avoir sollicité l'appui des institutions financières internationales pour mettre en œuvre le PAS, alors qu'il n'avait pas besoin de rééchelonner sa dette extérieure.

⁵⁵ Le taux du marché monétaire (TMM) constitue une référence pour les banques dans la détermination de leurs taux d'intérêt.

L'objectif intermédiaire, retenu depuis 1987, consiste à corrélérer la croissance de la masse monétaire avec celle de l'activité économique. L'ancrage nominal choisi est l'agrégat monétaire M2⁵⁶. Une déviation de la croissance de M2 de la valeur-cible de référence est interprétée comme un risque de perturbation de la stabilité des prix. En 2002, la BCT a fixé la croissance appropriée de M2 à 2% au dessous de la croissance du PIB nominal⁵⁷. À partir de 2005, la cible intermédiaire officielle est devenue la croissance de l'agrégat monétaire M3.

Les autorités monétaires tunisiennes accordent une attention particulière à un ensemble d'indicateurs tel que le niveau des réserves de change et le taux d'inflation mensuel. Cependant, l'agrégat monétaire M2 représente le pilier de la politique monétaire. Les prévisions focalisent sur la détermination de la croissance de M2, compatible avec les anticipations de la croissance réelle, de l'inflation, des taux d'intérêt et des balances des comptes extérieurs. Sur la base des prévisions de la croissance de M2, une estimation des montants des crédits accordés est réalisée⁵⁸.

L'ancrage intermédiaire de M2 constitue une cible «relais» entre la base monétaire, cible opérationnelle de la politique monétaire, et l'objectif final de maîtrise de l'inflation⁵⁹. La BCT préfère exercer un contrôle sur la cible monétaire M2 à travers la base monétaire. Toutefois, il arrive occasionnellement aux autorités monétaires d'influencer la masse monétaire par le taux d'intérêt à court terme.

⁵⁶ L'agrégat monétaire M2, appelé également masse monétaire au sens strict, est obtenu à partir de la somme entre la quasi-monnaie et l'agrégat M1. Définissons brièvement les différents agrégats monétaires :

- M1, ou encaisses monétaires, est l'ensemble de la monnaie fiduciaire (pièces et billets en circulation) et de la monnaie scripturale (dépôts à vue).
- La quasi-monnaie regroupe les dépôts à terme, les dépôts en devises ou en dinar convertible (des résidents et non résidents), les certificats de dépôts et les autres produits d'épargne.
- La masse monétaire M3 se compose de la masse monétaire M2, des épargnes logement, des projets et investissements ainsi que des emprunts obligataires du système financier.
- L'agrégat M4 englobe la masse monétaire M3, les titres de l'État auprès du public (emprunt national, bons d'équipement et bons du Trésor cessibles) et les billets de trésorerie.

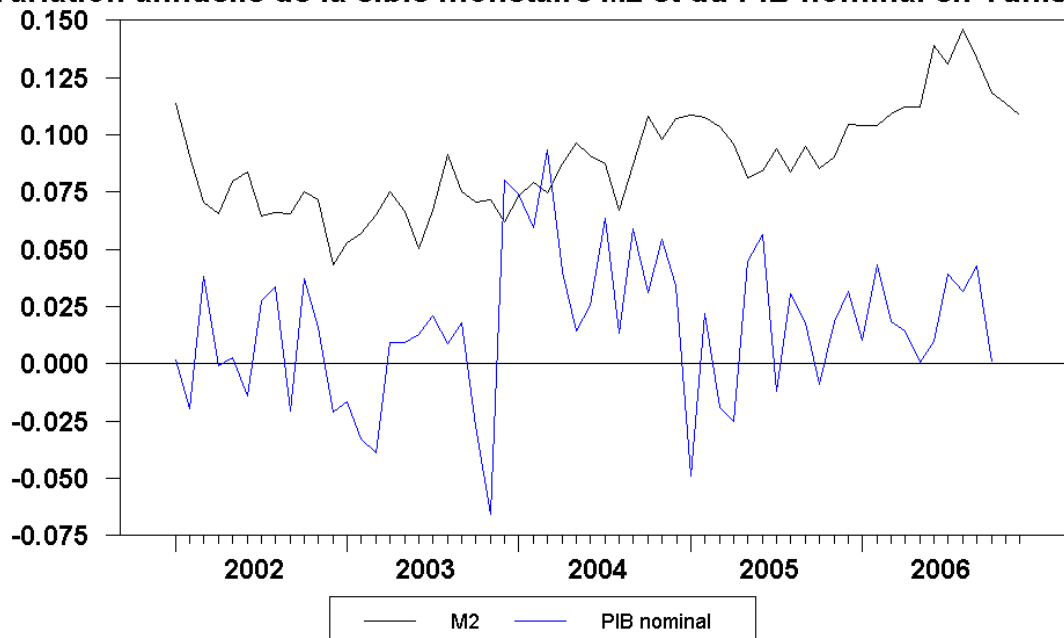
⁵⁷ Néanmoins, cette règle n'est pas respectée en pratique (graphique 9).

⁵⁸ Rappelons que l'offre de monnaie obéit à un mécanisme de monétisation des crédits accordés.

⁵⁹ La base monétaire peut être définie comme la somme entre la monnaie en circulation (billets et pièces) et les réserves détenues par le système bancaire.

Graphique 9⁶⁰

Variation annuelle de la cible monétaire M2 et du PIB nominal en Tunisie



En 2006, la BCT spécifie clairement que la base monétaire est l'instrument opérationnel officiel de la politique monétaire. Dans cette perspective, le contrôle des conditions monétaires s'exerce à travers une approche quantitative en agissant sur la base monétaire via les instruments monétaires indirects, essentiellement les réserves obligatoires, le réescompte et les interventions sur le marché monétaire.

Afin d'éponger les excès de liquidités du système bancaire, en 1989, la BCT a activé l'instrument des réserves obligatoires en les fixant à 2% des dépôts des banques. En 2002, en vue de permettre aux banques d'assurer une plus grande stabilité de leurs ressources monétaires, ce taux uniforme a été substitué par une panoplie de taux selon la nature des dépôts⁶¹.

⁶⁰ Il est important de noter que le PIB nominal du graphique 6 correspond à l'indice de production industrielle. Ce choix est dû à l'absence de données mensuelles sur le PIB nominal de la Tunisie.

⁶¹ Consulter à ce sujet la circulaire aux banques no.2002-05 du 6 mai 2002 de la BCT.

Le réescompte, technique de refinancement des banques auprès de la BCT, a été très actif jusqu'en 1996, date à laquelle il a été supprimé dans le but de concentrer les échanges des liquidités des banques dans le cadre du marché monétaire⁶².

Les techniques d'open market ont été introduites sur le marché monétaire en 2003. La première opération a été initiée par la BCT le 29 avril 2003. Ce nouvel instrument de régularisation du niveau global de liquidité bancaire a favorisé le développement d'un marché secondaire de titres publics. La régulation du marché monétaire est assurée par la BCT. Elle y intervient pour injecter ou éponger les liquidités, et ce sous diverses formes d'opérations d'open market : appels d'offre, prises de pension de 1 à 7 jours, opérations ponctuelles (24 h) et pension de bons de trésor à 3 mois.

- Le système d'appels d'offres hebdomadaires : cette technique constitue la source principale de refinancement des banques. Elle définit les conditions auxquelles les banques peuvent se procurer des liquidités auprès de la BCT et s'opère à l'initiative de cette dernière avec une fréquence hebdomadaire.
- Les prises de pension de fin de journée de 1 à 7 jours : elles permettent d'accroître les liquidités des banques ainsi que la quantité de monnaie en circulation⁶³.
- Les pensions de bons de trésor à trois mois : dans le but de compléter ses moyens d'intervention sur le marché monétaire, en novembre 2001, la BCT a mis en place la première opération de prise de pension de bons de trésor à 3 mois par voie d'appel d'offre mensuel. Cet instrument permet à la BCT d'avoir un taux d'intérêt à trois mois et contribue à la hiérarchisation des taux d'intérêt du marché monétaire.
- Les opérations ponctuelles : elles revêtent la forme de pensions de titres ou d'effets. Elles permettent de régler les liquidités du marché et d'orienter le taux du marché monétaire.

En outre, afin d'enrichir la panoplie des produits financiers et d'améliorer la liquidité des marchés, un nouvel instrument a été introduit. Il s'agit de la pension livrée⁶⁴.

⁶² Le taux mensuel moyen du marché monétaire (TMM) a remplacé le taux d'intérêt du réescompte à titre de taux directeur.

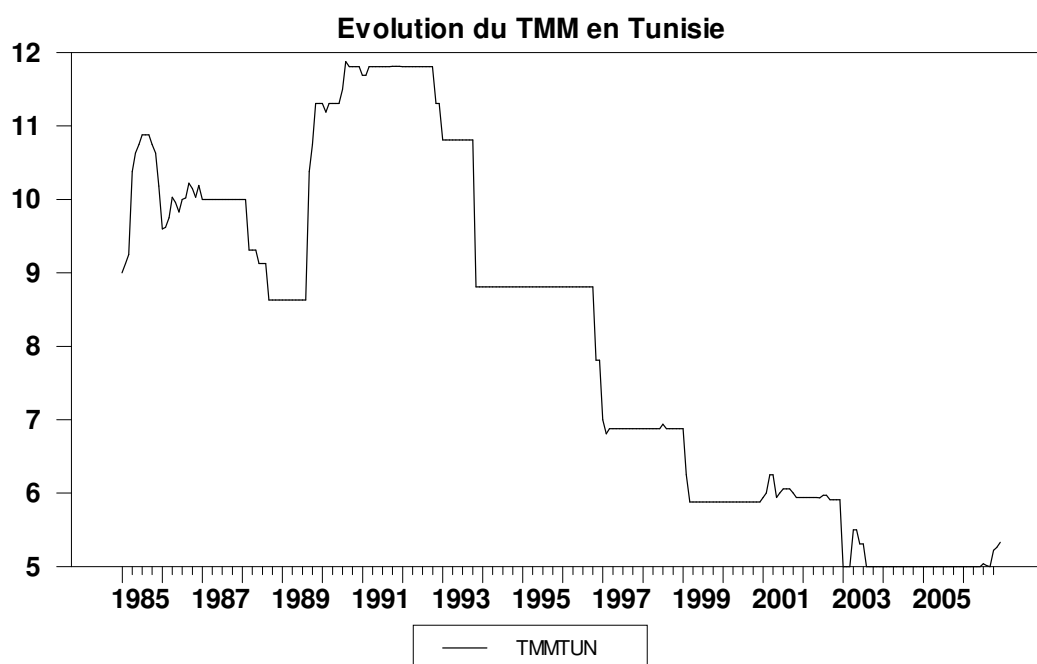
⁶³ Jusqu'à fin 2001, les banques ne pouvaient bénéficier de pension que pour des durées de 7 jours. En vertu de la circulaire aux banques no.2001-18 du 28 décembre 2001, dans le but d'aider les banques à mieux gérer leur trésorerie, la BCT leur accorde le choix de la durée de la pension de fin de journée entre 1 et 7 jours.

Ce nouveau dispositif s'articule autour du marché monétaire. Il est donc pertinent de mettre en lumière le rôle du taux du marché monétaire (TMM). C'est pourquoi, un aperçu de l'évolution du marché monétaire depuis 1986 est présenté.

Aperçu de l'évolution du marché monétaire en Tunisie depuis 1986

Cet aperçu porte sur la période allant du lancement du PAS en 1986 jusqu'à 2006. Cette période peut être scindée en deux phases : une première phase entre 1986 et 1991; et une deuxième phase qui s'étend de 1992 jusqu'à 2006. La première correspond à une phase de croissance du TMM avec une volatilité modérée. La deuxième se caractérise par une baisse progressive et en palier du TMM (graphique 10). Les deux phases sont analysées en tenant compte de l'interaction entre le TMM, la base monétaire et la cible monétaire M2.

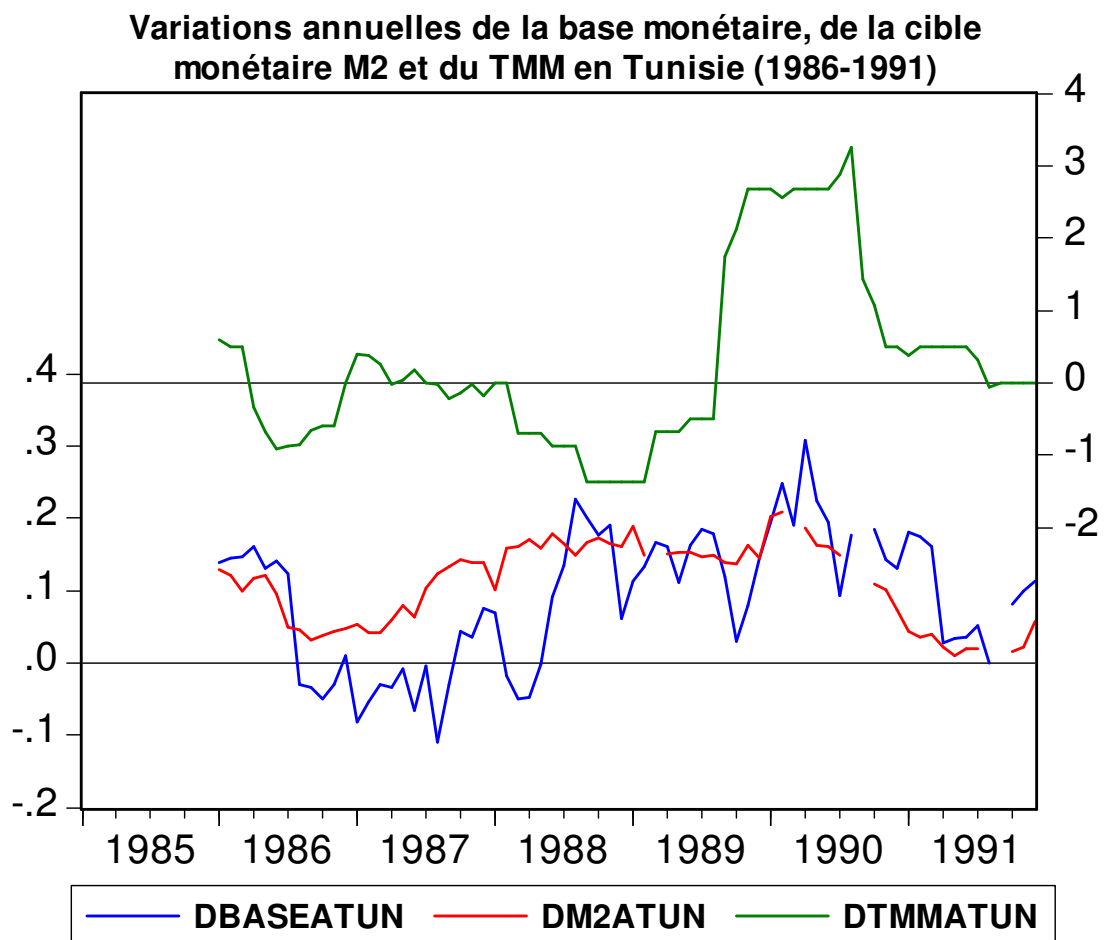
Graphique 10



⁶⁴ La pension livrée est définie comme une opération d'achat à terme de valeurs mobilières et d'effets de commerce. Le prix et la date de la transaction sont fixés d'avance lors de la conclusion de l'achat (loi no.2003-49 parue au Journal Officiel de la République Tunisienne no.51 du 27 juin 2003).

1^{ère} phase : 1986-1991 : La mise en place du nouveau cadre de la politique monétaire

Cette phase a été marquée par la mise en place des techniques d'appel d'offre et de réescompte. Durant cette phase, l'excès de liquidité a entraîné une déviation de la croissance de la masse monétaire des objectifs fixés. Le TMM s'est comporté comme une variable administrée et fictive, déconnectée de la réalité et ne reflétant pas l'état du marché monétaire. En revanche, les mouvements de la base monétaire semblent influencer ceux de la cible M2.



À la fin de la période, les autorités monétaires ont réussi à maîtriser le dérapage de la cible M2. Ce résultat a été atteint grâce à des techniques restrictives qui ont permis d'éponger le surplus de liquidités. Il s'agit essentiellement de la suppression des opérations d'appel d'offre, de la fermeture du guichet du réescompte et de la réactivation des réserves obligatoires, renforcée par des réserves additionnelles. Ainsi, la croissance de la masse monétaire a été conforme aux objectifs fixés et le TMM a été maintenu à des niveaux élevés comparables à ceux de la prise en pension⁶⁵. Durant cette période, le TMM nominal a atteint son niveau le plus élevé depuis le lancement du PAS (il s'est stabilisé autour de 11,81%).

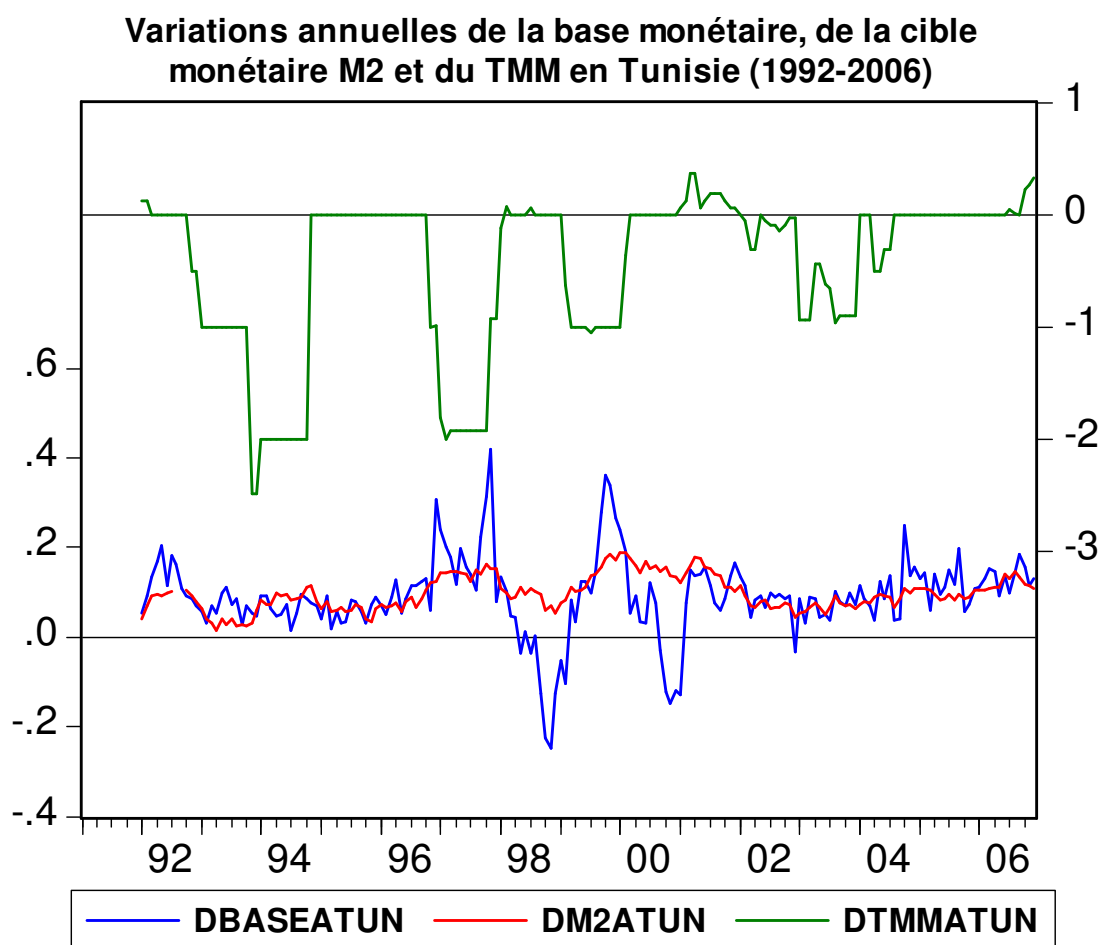
2^{ème} phase : 1992-2006 : La priorité à la stabilité financière

Durant cette période, la BCT a intervenu en faveur des banques afin de faciliter la mise en place de la nouvelle réglementation prudentielle. La stabilisation financière était considérée comme une orientation prioritaire. Les mouvements du TMM nominal ont été maîtrisés et ce dernier a été baissé graduellement (on observe deux paliers de TMM autour de 9% et 6,75%). En dépit de ces actions, la situation s'est soldée par la réapparition d'un excès de liquidités : en moyenne, le marché monétaire s'est caractérisé par une offre de monnaie excédentaire.

Le dérapage par rapport à la cible monétaire résulte du fait que la BCT ait été tirillée entre la réalisation de ses objectifs de politique monétaire et le soutien de la stabilisation financière. Selon Boughrara et Smida (2002), l'estimation de la fonction de réaction de la BCT ressort qu'elle ne tient pas toujours compte de l'écart entre la croissance réalisée et prévue de M2. De plus, les actions menées dans le but d'ajuster les dérapages ont généralement été accomplies avec retard.

⁶⁵ Il est à noter que le taux de la prise en pension et le taux de l'appel d'offre représentent respectivement la borne supérieure et la borne inférieure du TMM.

Certes, au cours de cette période l'accent a été mis sur l'objectif de stabilité financière. Toutefois, outre la politique monétaire restrictive, la politique de restriction sur les mouvements des capitaux a favorisé cette orientation prioritaire en permettant à la BCT de focaliser sur l'environnement économique interne.



À partir du début du 21^{ème} siècle, la BCT a relâché sa politique monétaire restrictive. En effet, dès 2000, en vue de relancer l'activité économique, la BCT a assoupli sa politique monétaire et tolère certains dérapages monétaires. Ainsi, le TMM a baissé progressivement pour se stabiliser autour de 5% en termes nominaux. Le TMM réel a été maintenu positif dans la majorité des cas (proche de 3,9% à la fin de 2004).

En 2003, conformément aux objectifs, la croissance de la monnaie et du crédit a été inférieure à celle du PIB. En effet, le PIB nominal et l'agrégat M3 ont progressé respectivement de 7,9% et 6,3%⁶⁶. Toutefois, en se référant à la règle de 2% au dessous de la croissance du PIB nominal, un léger dérapage monétaire peut être noté. L'accélération de l'accroissement de la croissance de M3 (M3 a augmenté de 5,2% en 2002 et de 6,3% en 2003) est attribuée au rythme de progression de la masse monétaire M2 qui est passée de 3,9% en 2002 à 7,1% en 2003.

Globalement, l'activité du marché monétaire (marché interbancaire et marché des certificats de dépôts et des bons de trésor) reste faible. Cet état s'explique par la dominance des liquidités facilement fournies par la BCT et la rigidité du taux d'intérêt.

En général, cette décennie a été principalement marquée par une décroissance progressive et graduelle en palier du TMM. Il n'y a pas d'évidence d'une relation entre les variations du TMM et celles de la cible M2. En revanche, il apparaît clairement que les fluctuations de la cible monétaire suivent celles de la base monétaire. À ce stade, nous sommes amenés à souligner que c'est la base monétaire et non pas le TMM qui joue réellement le rôle d'instrument opérationnelle de la politique monétaire en Tunisie. Néanmoins, cette question sera étudiée ultérieurement dans le cadre de notre étude empirique.

⁶⁶ Il est à noter qu'en 2003, au titre d'objectif intermédiaire, la BCT a choisi de cibler M3 au lieu de M2.

Depuis deux décennies, la conduite de la politique monétaire en Tunisie a connu des changements profonds. Le double objectif ultime de la politique monétaire de la BCT est clairement recentré autour d'une inflation minimale et de la stabilité du taux de change réel. Ce dernier objectif est réalisé par la poursuite de la règle du taux de change effectif réel constant.

La règle du taux de change effectif réel constant (TCERC) ou ancrage de la compétitivité

Dans le cadre du PAS, lancé en 1987, la mission de la BCT est de veiller sur la valeur interne et externe de la monnaie. Dans ce sens, parallèlement à la fixation de l'objectif de maîtrise de l'inflation, les autorités monétaires ont instauré la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC) afin de préserver la compétitivité de la Tunisie. Jusqu'à la fin des années 90, la BCT appliquait rigoureusement la règle du TCERC, tout en la combinant avec une forte discipline monétaire et fiscale et un contrôle des flux des capitaux.

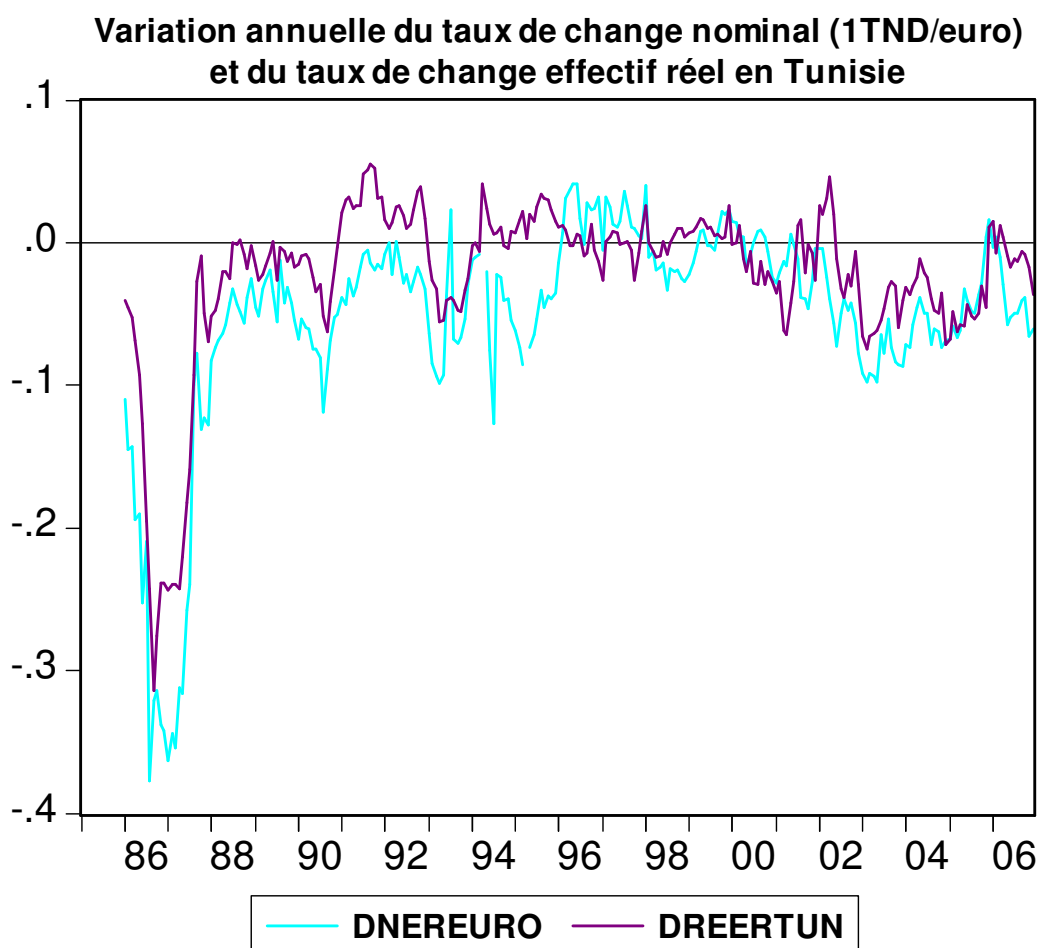
Durant toute la période où la BCT suivait cette règle, l'économie tunisienne a été florissante. La croissance moyenne s'élève à 7,32% et l'inflation est passée de plus de 5% au début des années 90 (8,2% en 1991) à une moyenne de 2,78% entre 2000 et 2004.

Le respect de la règle du TCERC a conduit les autorités monétaires tunisiennes à ajuster périodiquement le taux de change nominal. Cela implique qu'elles ne permettent pas au taux de change réel de contribuer à l'absorption des effets des chocs exogènes et endogènes. Ce choix reflète la volonté des autorités monétaires d'absorber les mouvements des prix domestiques par le taux de change nominal en vue de maintenir la stabilité du taux de change réel et de préserver la compétitivité de la Tunisie. Cette ligne d'action est confirmée par les résultats de Boughrara (2003)⁶⁷. Dans la mesure où le taux de change

⁶⁷ L'auteur trouve qu'en réponse aux chocs de demande monétaire, le dinar tunisien réagit par une appréciation réelle temporaire. Ensuite, le taux de change réel retourne rapidement à son niveau initial.

nominal constitue l'outil d'ajustement des effets des chocs, il ne peut donc pas être utilisé en tant qu'ancrage intermédiaire de la politique monétaire.

Graphique 11⁶⁸



À la fin de 1999, la situation semble s'inverser : la poursuite de la règle du TCERC est relâchée et les fluctuations du taux de change nominal sont moins volatiles (graphique 11). Cette volonté de tempérer les réponses du taux de change nominal aux chocs exogènes affectant l'économie tunisienne résulte du principe de la «peur du flottement» (Calvo et Reinhart, 2000).

⁶⁸ Nous avons choisi d'illustrer le taux de change nominal par rapport à l'euro en raison du poids du partenariat commercial de la Tunisie avec l'UE (79,5% du commerce extérieur total de la Tunisie).

Mécanisme de transmission de la politique monétaire en Tunisie

Étant donné que l'économie tunisienne se caractérise par un degré élevé d'ouverture (le ratio d'ouverture, calculé par le ratio des importations et des exportations par rapport au PIB, avoisine 98%. Voir tableau 2), il est présumé que le taux de change joue un rôle déterminant dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire, particulièrement avec la transition graduelle vers le flottement libre du taux de change et la politique de ciblage de l'inflation.

Dans le but d'étudier la transmission des changements de la politique monétaire en Tunisie, Boughrara (2003) construit un VAR incluant deux variables représentant l'objectif final de la politique monétaire (la production réelle et les prix), les différentes variables de transmission : le taux de change, le crédit accordé au secteur privé et une large mesure de l'offre de monnaie (canal monétaire), et la base monétaire au titre de l'instrument opérationnel. Les résultats de l'auteur montrent que :

- Le canal monétaire (large mesure de la monnaie) fonctionne en Tunisie. Les changements de la base monétaire (choc de politique monétaire) résultent en 20% de la variance du canal monétaire. Pourtant, dans une série de contributions, Boughrara (2002 a et 2007) montre que le canal «offre de monnaie» n'est pas parfaitement contrôlable par les autorités monétaires tunisiennes. Par ailleurs, l'offre de monnaie explique 15% de la variance des prix et 32% de la variance du PIB réel. En d'autres termes, via le canal monétaire, les effets des chocs de politique monétaire sont transmis à l'économie réelle.
- Le canal crédit ne transmet pas les chocs de politique monétaire aux prix et à l'économie réelle. Ce résultat explique les échecs successifs de la BCT de relancer l'activité économique en encourageant les crédits. L'absence d'un pouvoir de transmission significatif de la politique monétaire par le taux d'intérêt aux prix a été soulignée par Boughrara (2007). Les économistes du FMI (2004 a) soulignent qu'en Tunisie le taux

d'intérêt pourrait se révéler un canal efficace dans la transmission de la politique monétaire, à condition d'améliorer sa sensibilité aux conditions de liquidité du marché monétaire.

- En Tunisie, le pouvoir de transmission du canal taux de change est plus faible que celui du canal monétaire. La faible capacité du canal taux de change à transmettre les chocs de politique monétaire peut être expliquée par deux facteurs. En premier lieu, le taux de change est peu sensible aux changements de la base monétaire. En effet, le taux de change est considéré comme un canal de transmission actif si deux conditions sont vérifiées : 1) un choc de baisse (hausse) de la base monétaire résulte en une appréciation (dépréciation) de la monnaie domestique; et 2) cette appréciation (dépréciation) engendre une baisse (hausse) des prix et de la production. À cet effet, Neaime (2007) trouve qu'en Tunisie, le taux de change nominal est un canal de transmission opérationnel des changements du taux d'intérêt à court terme à la production.

En deuxième lieu, l'absence de réaction du taux de change aux chocs de politique monétaire peut être liée au fait que le marché des changes soit encore récent en Tunisie (créé en 1994).

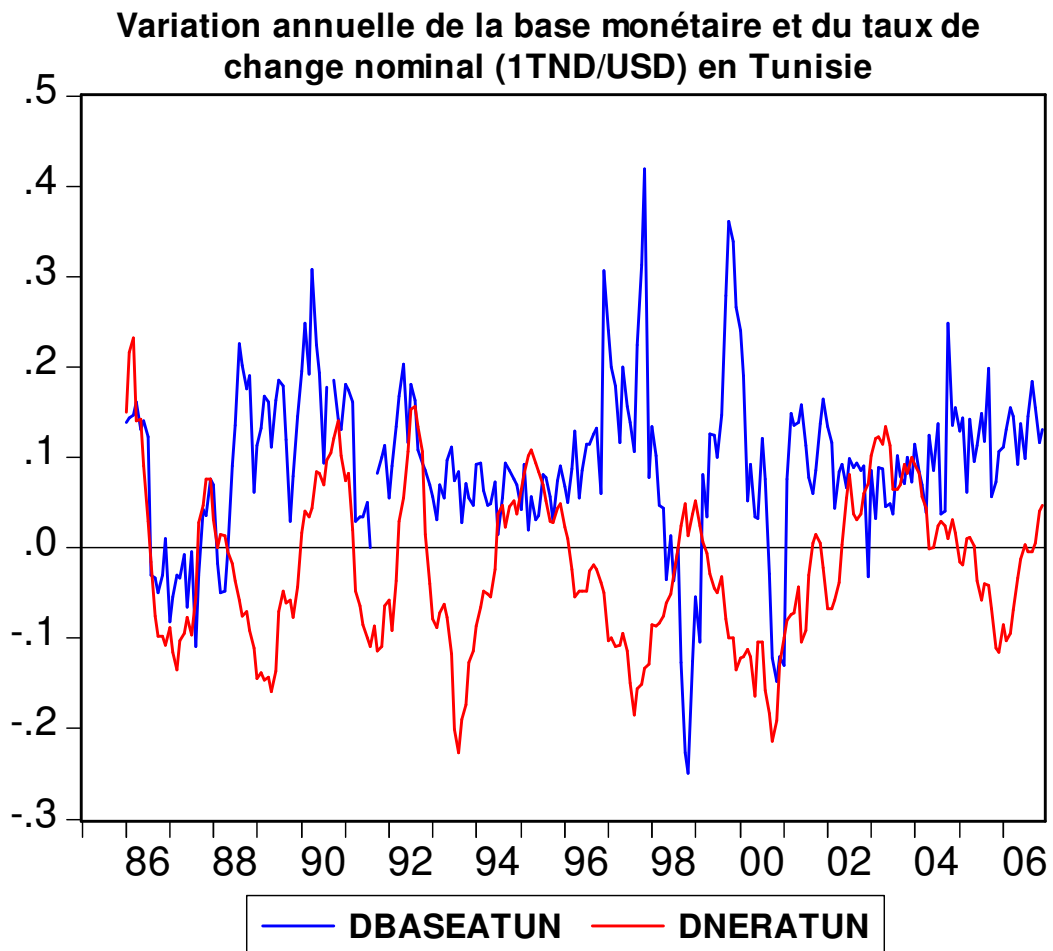
La faible réactivité du taux de change nominal aux chocs de politique monétaire reflète le semi-ancrage actuel du taux de change nominal. D'une part, la BCT préfère limiter les fluctuations du taux de change nominal en les affectant essentiellement à l'ajustement des mouvements du taux de change réel selon la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC). D'autre part, la «peur du flottement» de la BCT implique la crainte des fluctuations excessives du taux de change nominal qui pourraient alourdir le poids de la dette. La Tunisie est une petite économie émergente ouverte, avec un ratio d'endettement extérieur par rapport au PIB remarquablement lourd (il a atteint 67,9% en 2005).

Par ailleurs, en Tunisie, la transmission des changements de la politique monétaire aux prix est certainement affectée par l'administration du tiers des prix de l'IPC par l'État (tableau 11, chapitre 2).

Relation entre les instruments opérationnels et le taux de change nominal

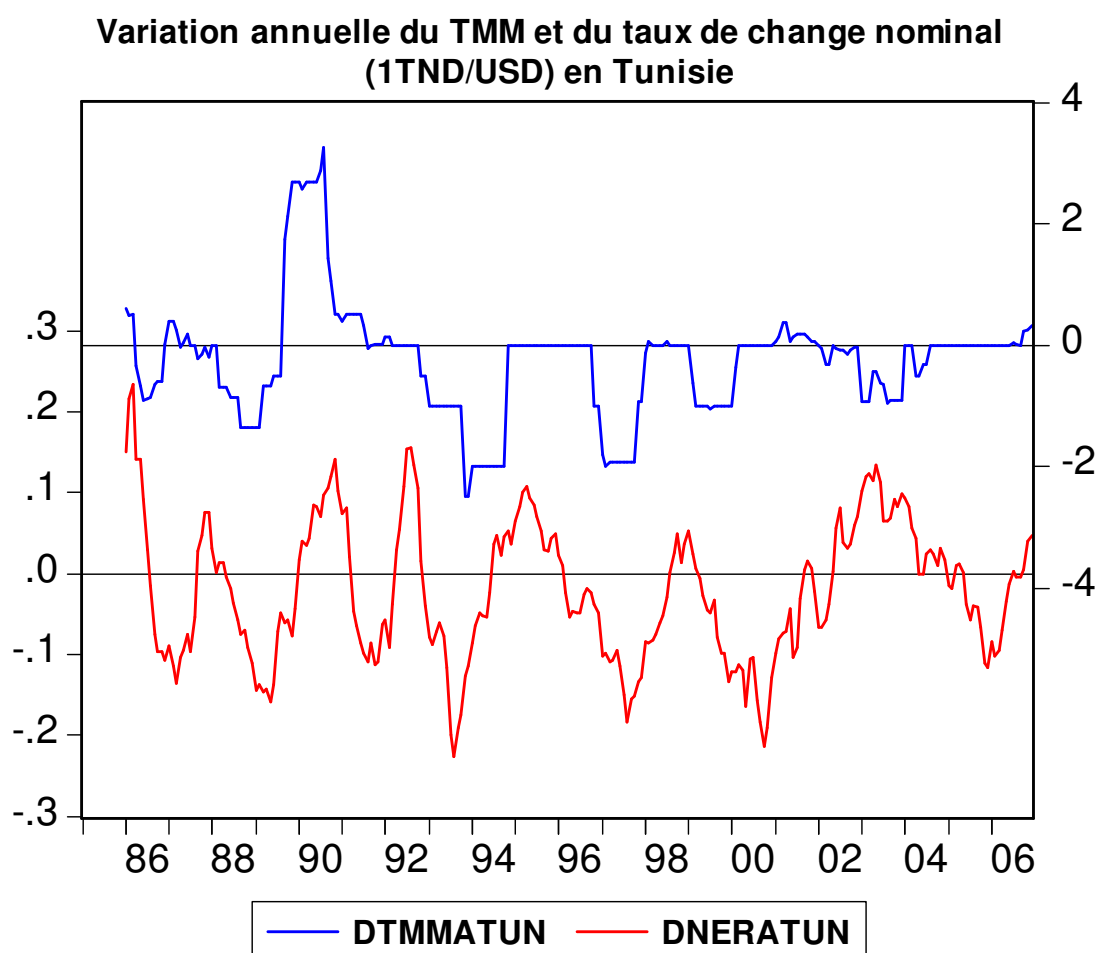
D'après la matrice des corrélations (annexe 4), le taux de change nominal est fortement corrélé avec la base monétaire et le taux d'intérêt à court terme (TMM). La première corrélation est négative alors que la deuxième est positive.

Graphique 12



Le graphique 12 met en évidence une relation inverse nuancée entre la base monétaire et le taux de change nominal. En effet, d'une part, des pics de croissance de la base monétaire coïncident avec des dépréciations nominales de la monnaie tunisienne (exemples : en 1989, en 1997, en 2000 et en 2005). D'autre part, certaines appréciations nominales du dinar ne correspondent pas à des baisses de la base monétaire (exemples : en 1990, en 1992, en 1995 et en 2003). Par ailleurs, l'existence d'une relation éventuelle de contrôlabilité est contestée par nos résultats de test de causalité de Granger (annexe 5). Ces résultats rejoignent ceux de Boughrara (2003) : en Tunisie, le taux de change nominal n'est pas contrôlable par la base monétaire.

Graphique 13



D'après le graphique 13, l'existence d'une relation de contrôlabilité du taux de change nominal par le TMM peut être envisagée. Les deux variables évoluent dans le même sens. Cependant, cette relation éventuelle n'apparaît plus à partir de 2000, dans la mesure où les deux variables fluctuent dans un sens inverse et ne semblent pas s'influencer. La causalité du taux de change nominal par le TMM est soutenue par le test de Granger (annexe 5). Aussi, le TMM cause au sens de Granger la cible monétaire M2.

En conclusion, en Tunisie, le taux de change nominal ne semble pas contrôlable par la base monétaire. En revanche, une possibilité de causalité du taux de change nominal par le TMM est soulignée. Par conséquent, le taux de change nominal pourrait jouer le rôle d'un canal actif de la transmission des changements de la politique monétaire, si ces changements sont traduits par les mouvements du taux d'intérêt à court terme.

Les régimes de politique monétaire des pays de l'accord d'Agadir sont synthétisés dans le tableau 6.

Tableau 6. Structures des régimes monétaires des pays membres de l'accord d'Agadir (1986-2004)

	Tunisie	Égypte		Maroc	Jordanie	
Période		1986-2002	2003-2004		1986-1995	1996-2004
Régime monétaire	Double: ancrage monétaire et peur du flottement (ciblage de la compétitivité)	Ancrage du taux de change/USD	Ancrage monétaire	Ancrage du taux de change/panier monétaire	Ancrage monétaire	Ancrage du taux de change/USD
Cible intermédiaire	Agrégat monétaire M2 et taux de change effectif réel (TCER)	Taux de change nominal/USD	agrégats monétaires	Taux de change effectif nominal	Agrégat monétaire M2	Taux de change nominal/USD
Cible finale	Inflation/compétitivité	Inflation		Inflation	Inflation	Inflation/ Maintien de l'ancrage du taux de change nominal
Cible opérationnelle	Taux de glissement du taux de change et base monétaire	Base monétaire	Taux d'intérêt à court terme	Base monétaire	Base monétaire	Taux d'intérêt à court terme (taux des certificats de dépôt à 3 mois)
Instruments d'absorption des chocs	Taux de change nominal et réserves de change	Taux de change effectif nominal	Taux de change nominal	Taux d'intérêt à court terme	Taux de change effectif nominal, réserves de change et taux d'intérêt	Réserves de change et taux d'intérêt

Sources : FMI (2004 d et 2005 a), Leiderman et al. (2006) et nos propres observations.

3. Régimes de change *de facto* des pays du groupe d'Agadir

Durant la dernière décennie, de nombreux pays émergents ont officiellement adopté un régime de change flottant ou se sont rapprochés du flottement parfait (dans le bassin méditerranéen, la Tunisie depuis 1987 et récemment l'Égypte en janvier 2003). En réalité, les économies émergentes craignent le flottement libre du taux de change. Par le biais d'instruments directs et indirects, les autorités monétaires limitent les fluctuations du taux de change. Levy-Yeyati et Sturzenegger (1999) estiment qu'en pratique, 26% des pays appliquent un régime de change *de facto* différent du régime *de jure*, officiellement déclaré. Reinhart (2000) soutient que la plupart des pays qui déclarent laisser flotter leurs monnaies font le contraire et que la «peur du flottement» est fortement répondue. À cet effet, le vrai débat ne porte plus sur les deux coins bipolaires, c'est-à-dire l'arbitrage entre le régime de change fixe et le flottement libre, mais plutôt sur le régime de change *de facto*, officieusement pratiqué par les autorités monétaires. En d'autres termes, le flottement pur et propre existe-il réellement ou est-ce la théorie de la «peur du flottement» de Calvo et Reinhart (2000) qui domine? Les autorités monétaires centrales des pays émergents, ont-elles réellement et totalement aboli les interventions sur le marché des changes ou prétendent-elles adopter le flottement parfait dans le but de se conformer aux recommandations du FMI⁶⁹?

L'évidence de l'écart entre le régime de change *de jure* et le régime de change *de facto* est soutenue par un courant imposant de la littérature {McKinnon (2000), Bailliu et al. (2002) et Reinhart et Rogoff (2004)}. La recherche empirique montre qu'en général, les régimes de change *de facto* ne se situent pas aux deux coins de la théorie bipolaire, mais sont plutôt des régimes intermédiaires {Eichengreen (1998), Blinder (1999) et Williamson (2001)}⁷⁰.

⁶⁹ Le FMI considère que le flottement indépendant est le régime de change optimal (Mundell, 1997).

⁷⁰ Cette tendance est particulièrement dominante dans les pays émergents.

L'identification des régimes de change *de facto* repose sur l'analyse du comportement du taux de change réel et des réserves de change {Edwards (1989), Elbadawi (1997) et Kamar et Bakardzhieva (2003)}⁷¹.

Le tableau 7 expose les régimes de change *de facto* des quatre pays du groupe d'Agadir. La divergence de ces régimes apparaît clairement.

Tableau 7. Classification des régimes de change *de facto* du groupe d'Agadir (1990-2006)

	Égypte	Jordanie	Maroc	Tunisie
1990	A	B	B	D
1991	C	B	B	D
1992	C	B	B	D
1993	C	B	B	D
1994	C	B	B	D
1995	C	B	B	D
1996	C	A	B	D
1997	A	A	B	D
1998	A	A	B	D
1999	E	A	B	D
2000	E	A	B	D
2001	C	A	B	D
2002	D	A	B	D
2003	D	A	B	D
2004	E	A	B	D
2005	E	A	B	E
2006	A	A	B	E

Source: Bubula et Otker-Robe (2002), Kamar et Bakardzhieva (2003) et FMI (2004 d, 2005 a et 2006 d).

Notes⁷² :

- A : rattachement fixe conventionnel à une seule devise.
- B : rattachement fixe conventionnel à un panier monétaire.
- C : rattachement au sein d'une bande horizontale.
- D : rattachement à parité glissante réajustable.
- E : forme de flottement dirigé.

⁷¹ Ces deux auteurs utilisent un modèle d'estimation du taux de change réel de la livre égyptienne en tenant compte des variables associées aux trois coins du triangle incompatible (fluctuations du taux de change réel, indépendance de la politique monétaire et mobilité des flux des capitaux).

⁷² À mesure qu'on avance dans le classement, le degré de flottement du taux de change s'accroît.

En 2005, au sein du groupe d'Agadir, les régimes de change *de facto* de la Tunisie et de l'Égypte correspondent au régime de change intermédiaire le plus proche du flottement pur : une forme de flottement dirigé.

En dépit du classement de la Tunisie et de l'Égypte dans la même catégorie de régime de change *de facto* «flottement dirigé» en 2005, les parcours suivis par les deux pays sont divergents. Tandis que la BCT a suivi une trajectoire progressive, prudente et échelonnée vers le flottement libre, les autorités monétaires égyptiennes ont alterné d'une manière répétitive entre régime de change fixe et flottant. La Tunisie a pratiqué le rattachement du taux de change à parité glissante réajustable par rapport à un panier monétaire jusqu'à fin 2004. En 2005, le régime de change de flottement géré a été adopté (tableau 7).

Depuis les années 60, la politique de change de l'Égypte s'articule autour d'un régime de change de rattachement fixe ajustable par rapport au dollar américain, d'un système de taux de change multiples et d'une politique de restrictions et de contrôles des changes⁷³. C'est alors en 1991 que les autorités monétaires égyptiennes ont opté pour une simplification du système de change. Avec le lancement du programme de réforme économique, la Banque Centrale d'Égypte (BCE) a annoncé l'abolition définitive du système des taux de change multiples et l'unification des taux de change ainsi que l'adoption d'un régime de change de flottement administré. Toutefois, en pratique, le taux de change a été dévalué entre 1991 et 1992 à 3.342 livres égyptiennes (EGP) pour 1 USD (ce qui correspond à une dépréciation autour de 25% de la livre par rapport au USD), puis la BCE a procédé à un passage du rattachement fixe conventionnel au USD à un rattachement au sein d'une bande horizontale {El-Refaie (2001) et El-Sakka et Ghali (2005)}.

En 1997, il y a un retour au rattachement au USD. Selon la classification officielle du FMI de 1998, ce régime de change était qualifié d'arrangement à rattachement fixe conventionnel. En 1999, le flottement dirigé est adopté, suivi d'un retour au rattachement au sein d'une bande horizontale en 2001. Entre 2002 et 2003, le régime de change

⁷³ Le système de taux de change multiples se base sur trois taux de change. Le premier est celui de la Banque Centrale. Le deuxième est appliqué par les banques commerciales. Enfin, le troisième est destiné aux opérations de change.

réellement appliqué est le régime intermédiaire de rattachement à parité glissante réajustable. Durant 2004 et 2005, le régime de flottement dirigé est introduit. Enfin, en 2006, un retour *de facto* au rattachement fixe de la monnaie égyptienne au dollar est noté (FMI, 2006 d).

Les régimes de change *de facto* pratiqués en Jordanie et au Maroc sont des régimes fixes de rattachement conventionnel du taux de change (FMI, 2004 d, 2005 a et 2006 d). Comme le montre le tableau 7, à la fin de 1995, la Jordanie a abandonné le rattachement du taux de change nominal multilatéral par rapport à un panier monétaire en faveur de l'ancrage unilatéral du taux de change nominal au dollar américain. Au Maroc, les autorités monétaires poursuivent le régime de rattachement du taux de change à un panier monétaire.

Écarts entre les régimes de change *de jure* et *de facto*

Kamar (2004) classe les quatre pays du groupe d'Agadir à l'intérieur du triangle d'incompatibilité. Ce classement reflète le choix d'une politique multidimensionnelle intermédiaire *de facto*.

L'hétérogénéité du groupe d'Agadir est mise en exergue. L'Égypte et la Jordanie se démarquent du groupe par les écarts entre leurs régimes de change *de jure* et *de facto*. Ces écarts sont soulignés par les classifications officielles des régimes de change *de facto* du FMI (2004 d, 2005 a et 2006 d). Alors que les autorités monétaires égyptiennes ont officiellement déclaré l'adoption du flottement libre en janvier 2003, le FMI (2004 d et 2005 a) qualifie le régime de change *de facto* de l'Égypte de régime de flottement géré sans pré-annonce de trajectoire du taux de change. En 2006, étonnamment, les économistes du FMI (2006 d) estiment un retour radical au régime de change fixe par rapport au dollar en Égypte.

La récession économique de la seconde moitié des années 80 et les pressions sur la balance des paiements ont incité les autorités monétaires jordaniennes à adopter le flottement partiel du taux de change. En Octobre 1989, le passage au régime de flottement géré du taux de change a été officiellement annoncé et le dinar jordanien a subi une dévaluation de 12%. De plus, au début de l'année 1990, le dualisme du taux de change a été définitivement aboli. En Octobre 1995, le rattachement ferme de la monnaie jordanienne au USD a été adopté avec une parité fixe de 1.4104 USD pour 1 JRD. Pourtant, en pratique le régime de change *de facto* avant octobre 1995 consiste en un rattachement conventionnel du taux de change nominal à un panier monétaire (tableau 7). Par ailleurs, en se basant sur l'observation des comportements du taux de change nominal par rapport au USD et du taux de change effectif nominal (graphique 3), nous avons précédemment noté qu'implicitement ou explicitement, l'ancrage du taux de change nominal au dollar a toujours été pratiqué bien avant le passage officiel en 1995.

Marouani et al. (2000) affirment l'existence d'un écart entre le régime de change *de jure* et celui qui est réellement pratiqué en Tunisie. Ils soutiennent que depuis le lancement de l'euro, le régime de change *de facto* de la Tunisie est un régime de flottement administré avec ancrage implicite à l'euro. Les autorités monétaires ciblent le taux de change effectif réel, élément d'ancrage et de flexibilité. Les auteurs soulignent que ce régime de change est parfaitement soutenable pour la Tunisie. En revanche, dans le cadre du partenariat Euro-Med, la fin des accords multifibres en 2005 et à l'approche de l'échéance de libéralisation par l'instauration définitive d'une zone de libre-échange total avec l'Union Européenne en 2008, le passage au flottement dirigé du dinar par rapport à l'euro dans un régime de zone-cible, c'est-à-dire avec un ancrage explicite ou *de jure*, exposerait l'économie tunisienne à la compétitivité des pays asiatiques et aux risques de crises de balance des paiements⁷⁴. C'est le problème du rattachement monétaire entre zones à développement inégal.

⁷⁴ Dans ce cas, deux solutions peuvent être envisageables : améliorer la productivité et ajuster le taux de change.

Dans le même ordre d'idées, Moussa (2001) se sert des modèles VAR afin d'étudier les effets des chocs d'offre, de demande réelle et monétaires sur les variables PIB réel, prix et monnaie. Il estime un modèle VAR pour la Tunisie et un autre pour la France. En étudiant les corrélations des chocs affectant ces deux pays, il arrive à la conclusion que ces chocs sont asymétriques. Moussa (2001) déduit alors que la Tunisie et la France ne constituent pas une zone monétaire optimale et qu'il est préférable pour la Tunisie de continuer à opérer avec un régime de taux de change flottant en attendant une intégration plus grande avec l'économie européenne.

L'influence des fluctuations du taux de change nominal sur les variables piliers de la politique monétaire peut être étudiée sous l'angle de la fonction de perte de la politique monétaire. Théoriquement, le but des autorités monétaires consiste à minimiser cette fonction qui combine les déviations de la production de son niveau potentiel et de l'inflation de sa cible⁷⁵.

Dans ce sens, le taux de change nominal ne peut jouer un rôle dans la conduite de la politique monétaire que si ses mouvements affectent les écarts d'inflation ou de production. Les variations du taux de change nominal influent sur la demande agrégée et le niveau des prix à travers leurs effets sur les coûts des importations, les coûts de production et d'investissement et la compétitivité à l'échelle internationale⁷⁶.

Notre travail de recherche traite de l'impact des mouvements du taux de change nominal sur les prix dans les pays de l'accord d'Agadir. Préalablement, une analyse descriptive des comportements du taux de change nominal et du niveau des prix s'impose. C'est l'objet de la première section du chapitre suivant.

⁷⁵ L'écart d'inflation est considéré entre l'inflation observée et l'inflation ciblée dans le cadre de la politique monétaire. Le gap de production est l'écart entre la production effective et la production potentielle.

⁷⁶ Rappelons que la demande agrégée est spécifiée par l'équilibre sur le marché des biens et services. Cet équilibre est donné par l'équation suivante : $Y_t = C_t + I_t + G_t + (X_t - M_t)$. Y_t correspond aux dépenses domestiques réelles totales. Les variables C_t , I_t , G_t , X_t et M_t représentent respectivement : la consommation réelle, l'investissement réel, les dépenses réelles du gouvernement (variable exogène), les exportations réelles et les importations réelles.

CHAPITRE II : MONNAIE, TAUX DE CHANGE ET INFLATION DANS LES PAYS DU GROUPE D'AGADIR

1. Étude analytique de la relation entre le taux de change nominal et les cibles intermédiaires et finales de la politique monétaire

Depuis 1986, la Tunisie poursuit une politique monétaire d'ancrage monétaire. La Jordanie a pratiqué le ciblage intermédiaire de l'agrégat monétaire M2 jusqu'à fin 1995. C'est pourquoi, pour ces deux pays, nous étudions non seulement la relation dynamique entre le taux de change nominal et les prix, mais aussi celle qui existe entre le taux de change nominal et l'agrégat M2.

En ce qui concerne la Tunisie et le Maroc, nous avons choisi d'analyser la relation entre le taux de change nominal au certain, traduisant les unités de dollars américains pour une seule unité de monnaie domestique, et les prix. Certes, cette approche peut paraître contradictoire. En effet, compte tenu de l'intensité des leurs échanges commerciaux avec l'UE⁷⁷, il aurait été plus opportun d'étudier la relation entre le taux de change nominal par rapport à l'euro et les prix. Toutefois, notre choix est fondé sur deux éléments.

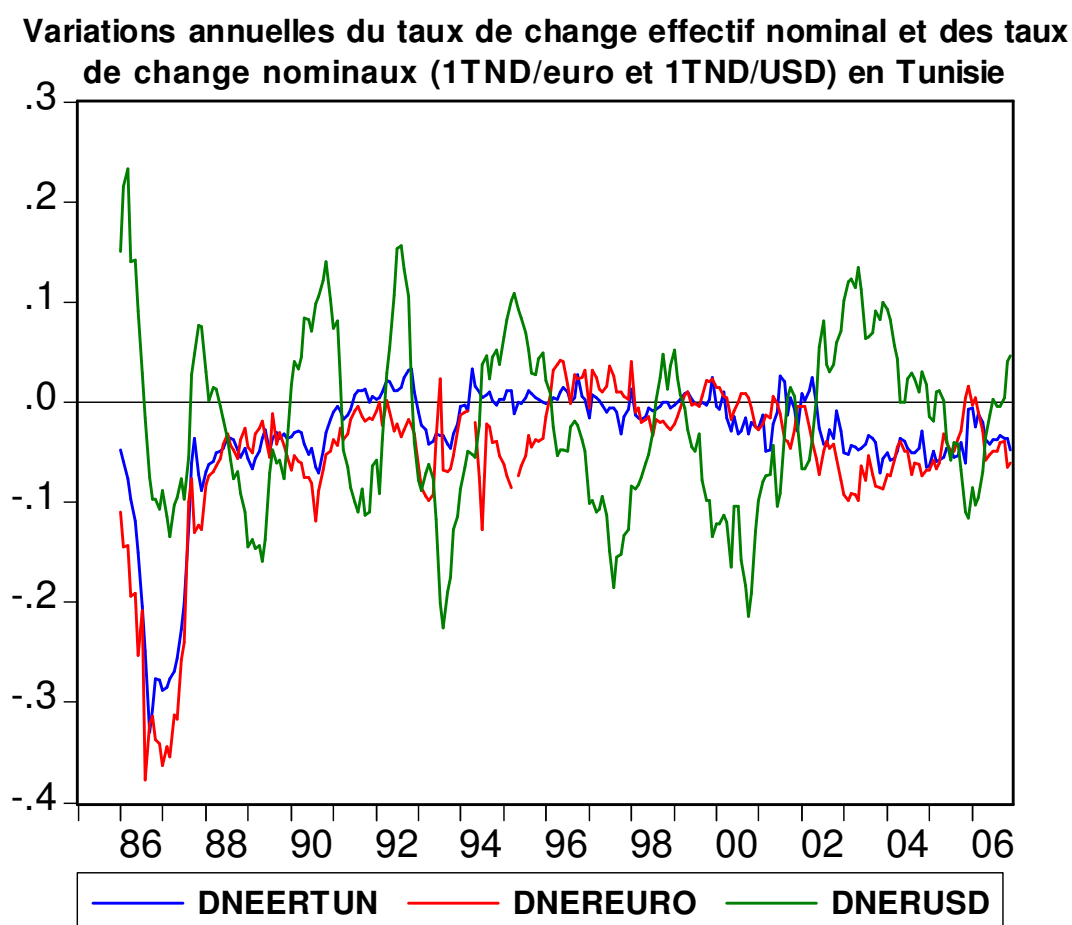
D'une part, sachant que dans ces deux pays l'euro est la monnaie dominante dans le panier monétaire, cible d'ancrage intermédiaire de leurs politiques monétaires (jusqu'à fin 2004 en Tunisie), on s'attend à une certaine stabilité des taux de change nominaux par rapport à l'euro. Cette présomption est confirmée par les graphiques 14 et 15, ainsi que par les statistiques de base des volatilités des différents taux de change nominaux présentées dans le tableau 8. D'autre part, l'euro est une monnaie jeune dont le lancement a eu lieu en janvier 1999. Avant cette date, les taux de changes nominaux que nous présentons ont été construits en remplaçant l'euro par le Deutsch mark ajusté par le taux de conversion du DEM à l'euro (1 euro = 1,95583 DEM)⁷⁸.

⁷⁷ Les pourcentages de commerce extérieur avec l'UE de la Tunisie et du Maroc sont respectivement de 79,5% et 65,5%, alors que ceux de l'Égypte et de la Jordanie s'élèvent respectivement à 41% et 25%.

⁷⁸ Dans la littérature, la construction du taux de change euro-dollar pour la période précédant 1999 se base sur trois méthodes : assimilation de l'euro à l'ECU (solution adoptée par l'OCDE), assimilation de l'euro au Deutsche Mark et moyenne pondérée par l'importance du PIB des différentes monnaies de la zone euro. Teiletche (2001) montre que les résultats des trois méthodes sont similaires, notamment après 1990.

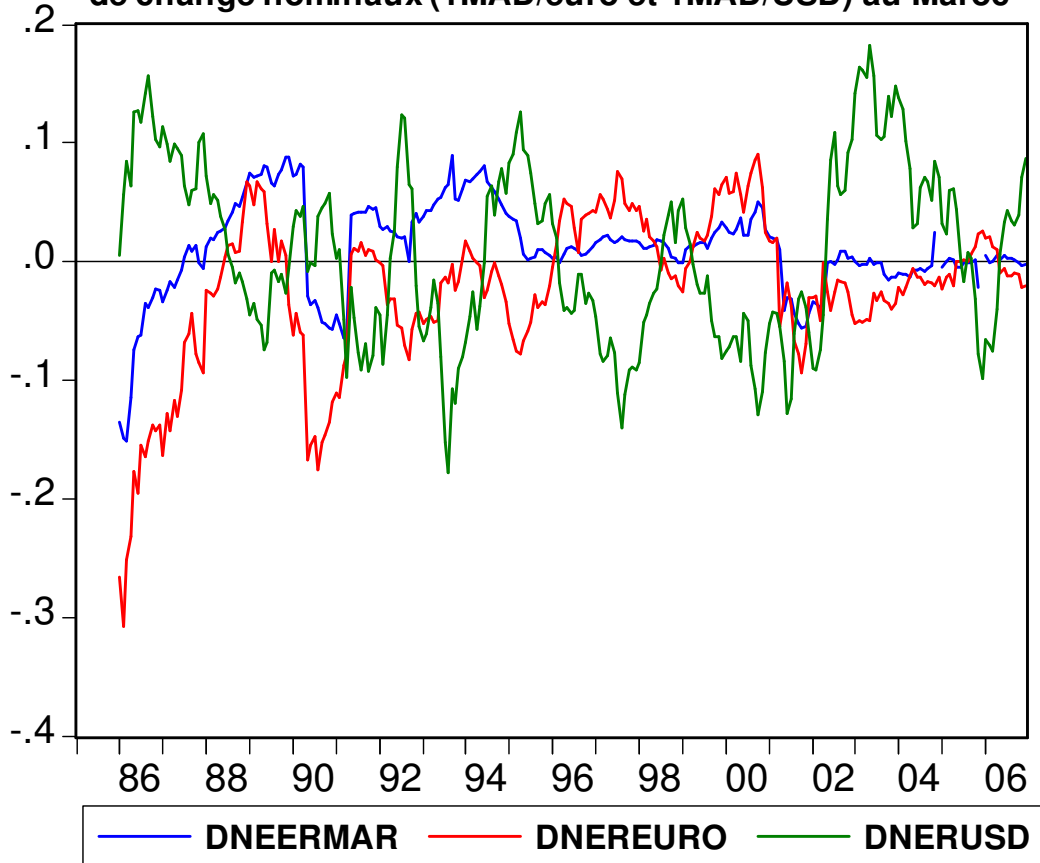
En dépit des arguments de la littérature existante, stipulant que le processus de convergence structurelle des économies de la zone euro a commencé bien avant le 1^{er} janvier 1999 (Garcia et Verdelhan, 2001), nous restons sceptiques quant à l'utilisation de taux de change nominaux par rapport à l'euro couvrant une période antérieure à la création de la monnaie unique européenne.

Graphique 14



Graphique 15

Variations annuelles du taux de change effectif nominal et des taux de change nominaux (1MAD/euro et 1MAD/USD) au Maroc



En raison de la pratique de l'ancrage du taux de change nominal unilatéral par rapport au USD en Égypte entre 1986 et 2002 et en Jordanie depuis 1996⁷⁹, nous étudions la sensibilité des prix soit aux mouvements du taux de change effectif nominal, soit au taux de change nominal par rapport à l'euro. Certes, le tableau 8 et le graphique 16 affichent une volatilité annuelle plus importante pour le taux de change nominal par rapport à l'euro que pour le taux de change effectif nominal. Cependant, compte tenu de la fragilité des données par rapport à l'euro pour les périodes antérieures à 1999, notre choix porte sur l'étude de la

⁷⁹ Il semblerait que durant toute la période de notre étude (1986-2006), implicitement ou explicitement, la politique monétaire jordanienne repose sur l'ancrage du taux de change nominal unilatéral par rapport au USD (voir graphique 3).

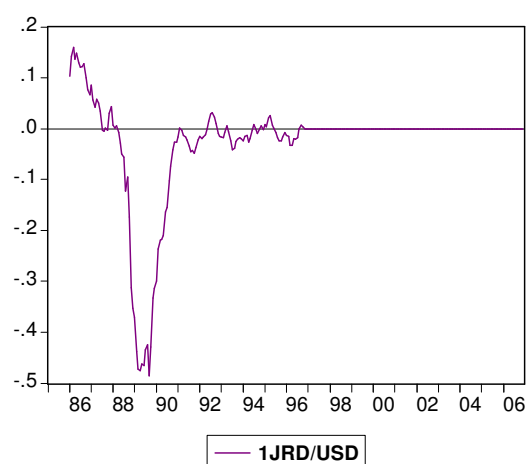
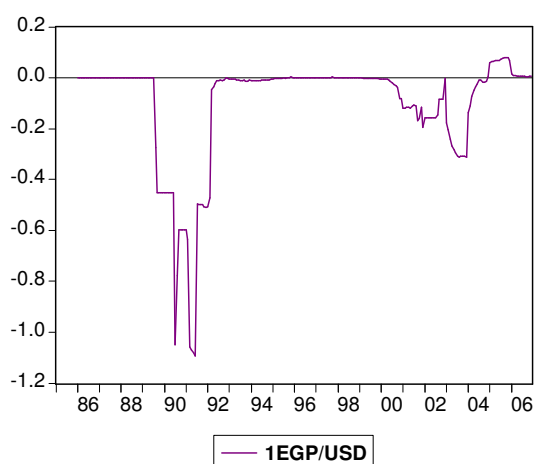
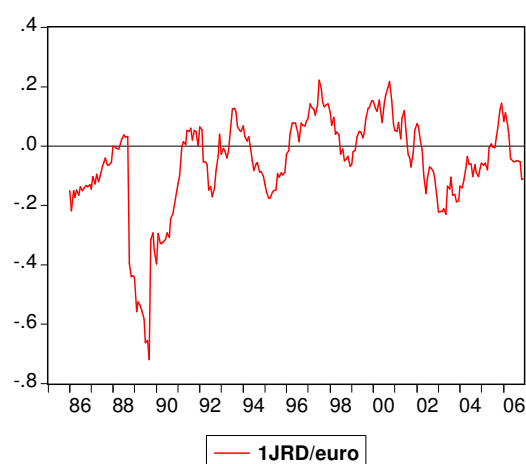
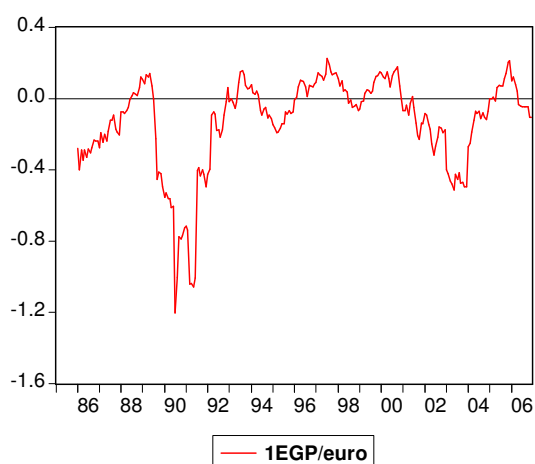
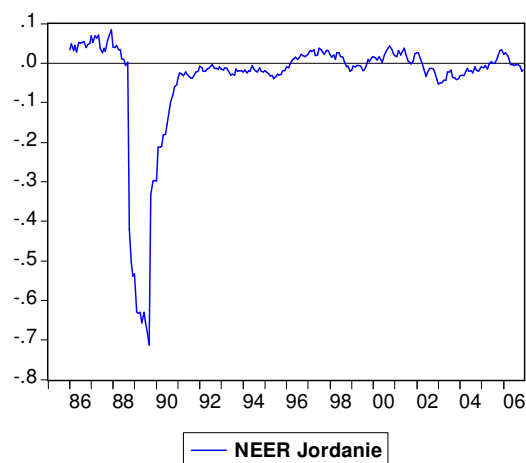
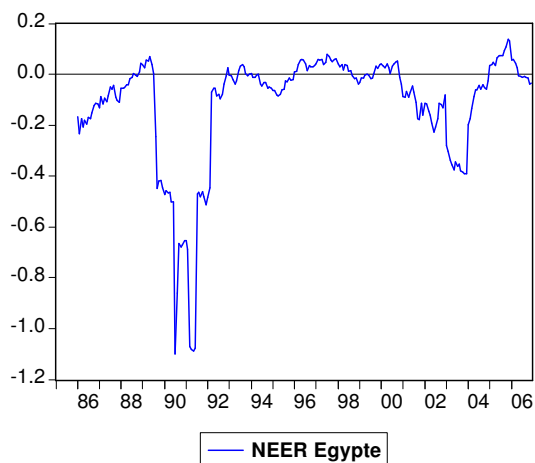
relation dynamique entre le taux de change effectif nominal et le niveau des prix en Égypte et en Jordanie.

Tableau 8. Propriétés statistiques des volatilités annuelles des différents taux de change nominaux des pays du groupe d'Agadir (1986-2006)⁸⁰

	Moyenne	maximum	minimum	Écart-type
Variation du taux de change nominal 1EGP/USD	-0.1001	0.0804	-1.0929	0.2149
Variation du taux de change nominal 1EGP/euro	-0.1296	0.2210	-1.2061	0.2580
Variation du taux de change effectif nominal en Égypte	-0.1159	0.1378	-1.0979	0.2253
Variation du taux de change nominal 1JRD/USD	-0.0279	0.1602	-0.4863	0.1072
Variation du taux de change nominal 1JRD/euro	-0.0593	0.2201	-0.7225	0.1608
Variation du taux de change effectif nominal en Jordanie	-0.0386	0.0846	-0.7126	0.1391
Variation du taux de change nominal 1MAD/USD	0.0064	0.1826	-0.1785	0.0739
Variation du taux de change nominal 1MAD/euro	-0.0230	0.0911	-0.3071	0.0641
Variation du taux de change effectif nominal au Maroc	0.1121	0.0897	-0.1513	0.0387
Variation du taux de change nominal 1TND/USD	-0.0223	0.2325	-0.2261	0.0857
Variation du taux de change nominal 1TND/euro	-0.0518	0.0415	-0.3778	0.0748
Variation du taux de change effectif nominal en Tunisie	-0.0349	0.0334	-0.3289	0.0613

⁸⁰ Les variations des différents taux de change nominaux dans les quatre pays du groupe d'Agadir sont annuelles.

Graphique 16. Variations annuelles des taux de change effectifs nominaux et des taux de change nominaux (par rapport à l'euro et au USD) en Égypte et en Jordanie



Cas de l'Égypte

En Égypte, la corrélation entre l'indice des prix à la consommation et le taux de change effectif nominal est fortement négative (-0.8316) entre 1986 et 2006.

À l'exception de la période comprise entre 1996 et 2003, pendant laquelle l'Égypte se démarque par une stabilité ferme des prix (voir graphique 17), les prix montrent une sensibilité éventuelle aux mouvements du taux de change nominal (à titre d'exemple, les pics inflationnistes du début des années 90 concordent avec une dépréciation considérable de la livre égyptienne). Cette possibilité est soutenue par les économistes du FMI (2006 g). Ils affirment que le retour de l'inflation (autour de 15% en 2004) est dû à la transmission retardée de la dépréciation nominale profonde de la monnaie égyptienne en 2003. Cependant, le test de Granger rejette toute relation de causalité entre le taux de change nominal et les prix en Égypte⁸¹.

Variable dépendante : CPIEGY

Période : 1985:03-2006:12

Nombre d'observations: 262

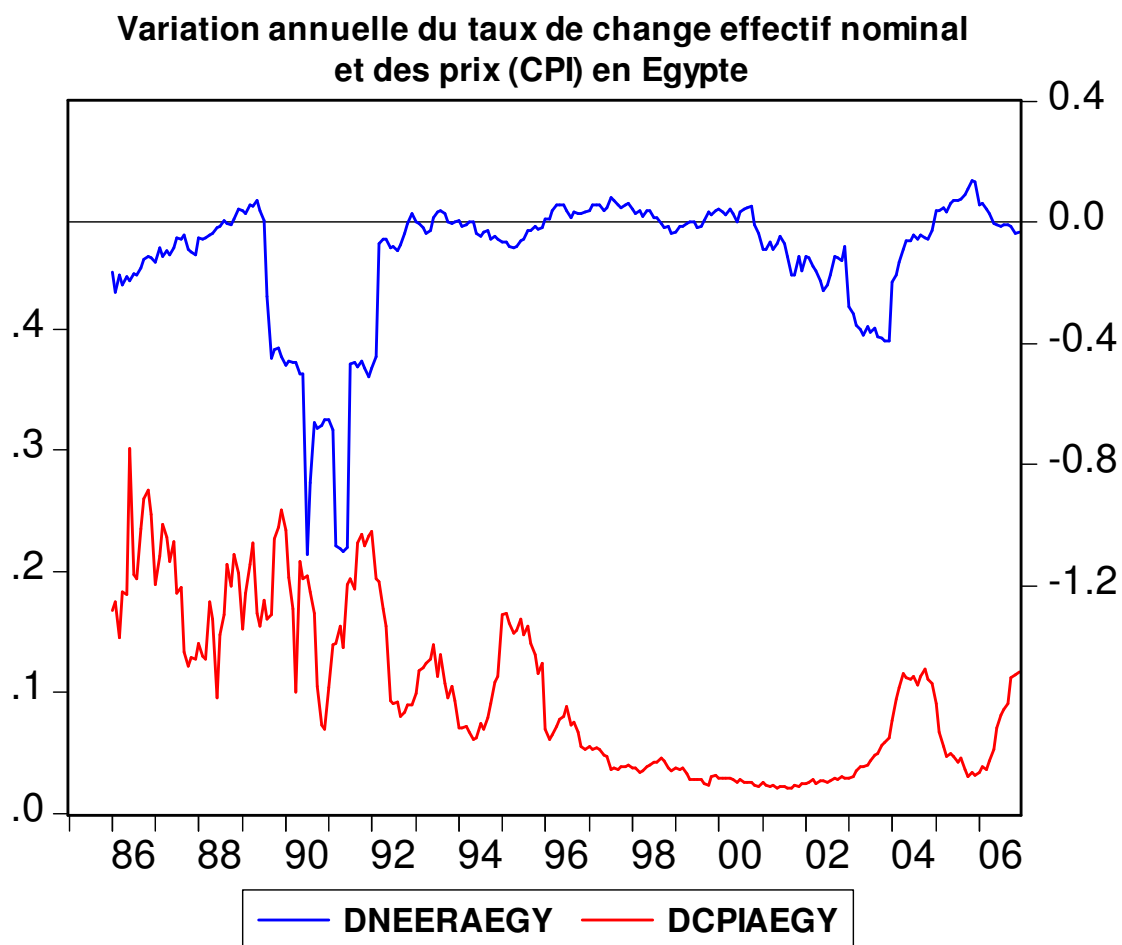
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.6375	0.0711	107.3933	0.0000
NEEREGY2	-0.5409	0.1477	-3.6544	0.0003
NEEREGY	-0.1689	0.1495	-1.1301	0.2595
R² ajusté	0.9041			

Les résultats d'une régression simple du taux de change effectif nominal sur l'indice des prix à la consommation en Égypte montrent que les prix sont moyennement sensibles aux mouvements du taux de change. Ainsi, une appréciation effective nominale de 1% de la livre égyptienne engendre une baisse de 0.54% du niveau des prix, retardée de deux mois⁸².

⁸¹ Les résultats du test de Granger des variables de l'Égypte et du Maroc ne sont pas inclus dans les annexes. Ils sont disponibles à la demande.

⁸² Selon les critères Akaike, FPE et LR, le retard approprié est de 2 mois.

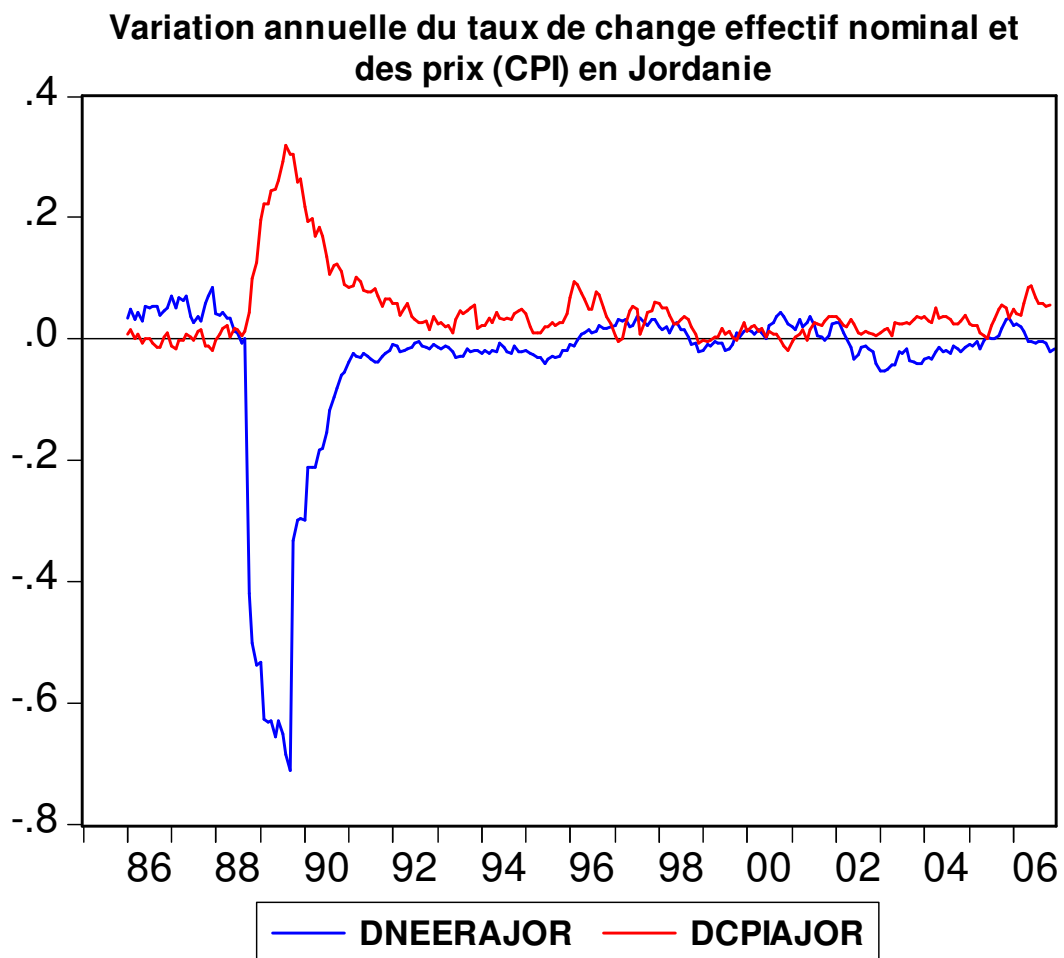
Graphique 17



Cas de la Jordanie

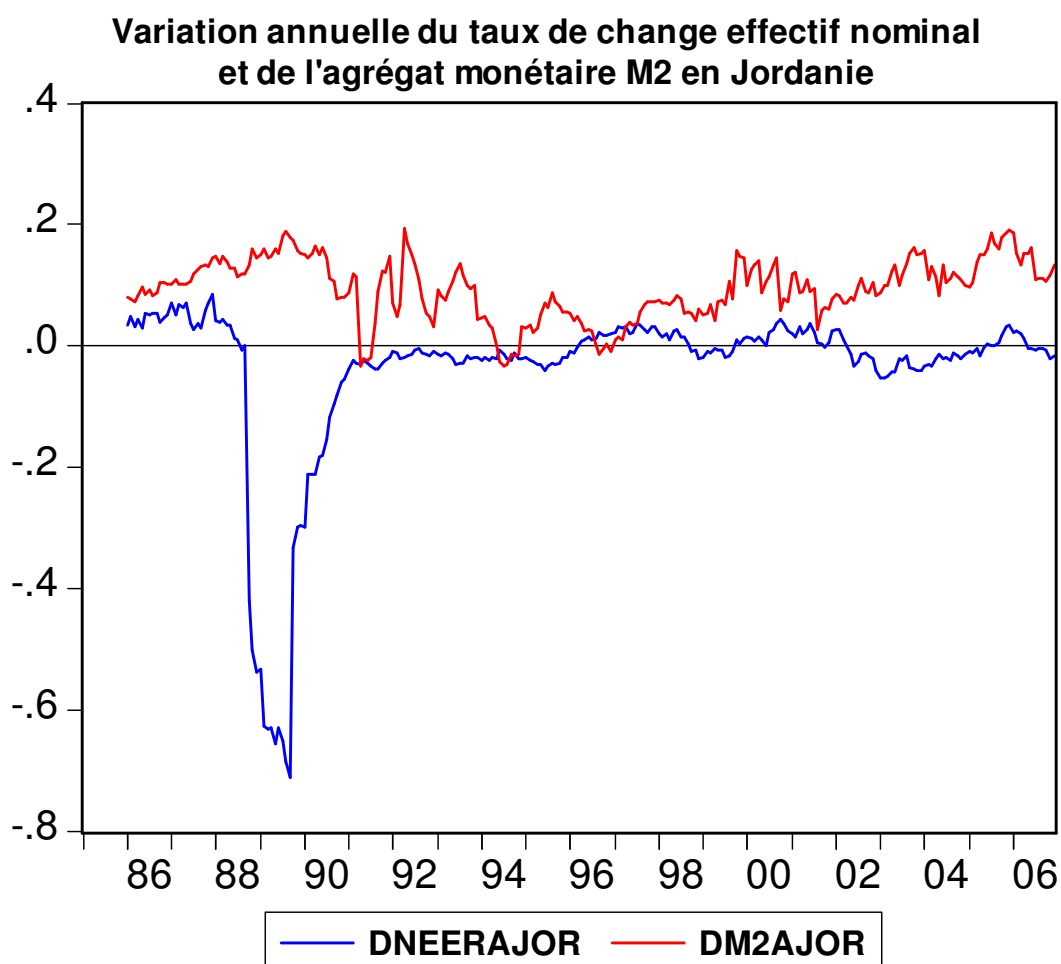
Selon la matrice des corrélations (annexe 4), en Jordanie, le taux de change nominal est fortement et négativement corrélé avec les prix (-0.8073). La corrélation avec l'agrégat M2 est moyenne et négative (-0.5194).

Graphique 18



En se basant sur le graphique 18, l'existence d'une relation potentielle entre le taux de change effectif nominal et les prix en Jordanie est soulignée. On remarque que les variables évoluent dans le sens inverse. Notamment, le pic inflationniste de la fin des années 80 coïncide avec la dépréciation nominale profonde de la monnaie domestique. Cependant, cette relation s'atténue entre 1996, année de l'abandon du rattachement du taux de change par rapport à un panier monétaire en faveur de l'ancrage du taux de change nominal unilatéral par rapport au USD, et 2001. Au sens de Granger, les prix sont causés par le taux de change nominal, et vice versa. Une relation de «feed-back» au sens de Granger est notée (annexe 6).

Graphique 19



À l'exception de la période comprise entre 1995 et 1999, il semblerait que l'agrégat monétaire M2 répond aux variations du taux de change nominal (graphique 19). Toutefois, cette relation n'est pas confirmée par le test de causalité de Granger (annexe 6).

Par une régression simple du taux de change effectif nominal sur les prix et sur M2 en Jordanie, nous constatons qu'une appréciation de 1% de la monnaie jordanienne en termes effectifs nominaux résulte en une baisse décalée des prix et de M2 de respectivement 0.97% et 1.10%.

En Jordanie, d'une part, les prix et l'agrégat monétaire M2 affichent de fortes sensibilités, et de même ampleur, aux mouvements du taux de change nominal. D'autre part, leurs réponses sont significatives aux variations du taux de change nominal uniquement avec un retard de 2 mois⁸³. Par conséquent, il semblerait qu'en Jordanie, les prix et M2 ne réagissent pas immédiatement aux fluctuations du taux de change nominal.

Variable dépendante : CPIJOR

Période : 1985:03-2006:12

Nombre d'observations: 261

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.5762	0.1149	74.6393	0.0000
NEERJOR2	-0.9759	0.1853	-5.2643	0.0000
NEERJOR	0.0983	0.1877	0.5236	0.6010
R² ajusté	0.8397			

Variable dépendante : M2JOR

Période : 1985:03-2006:12

Nombre d'observations: 262

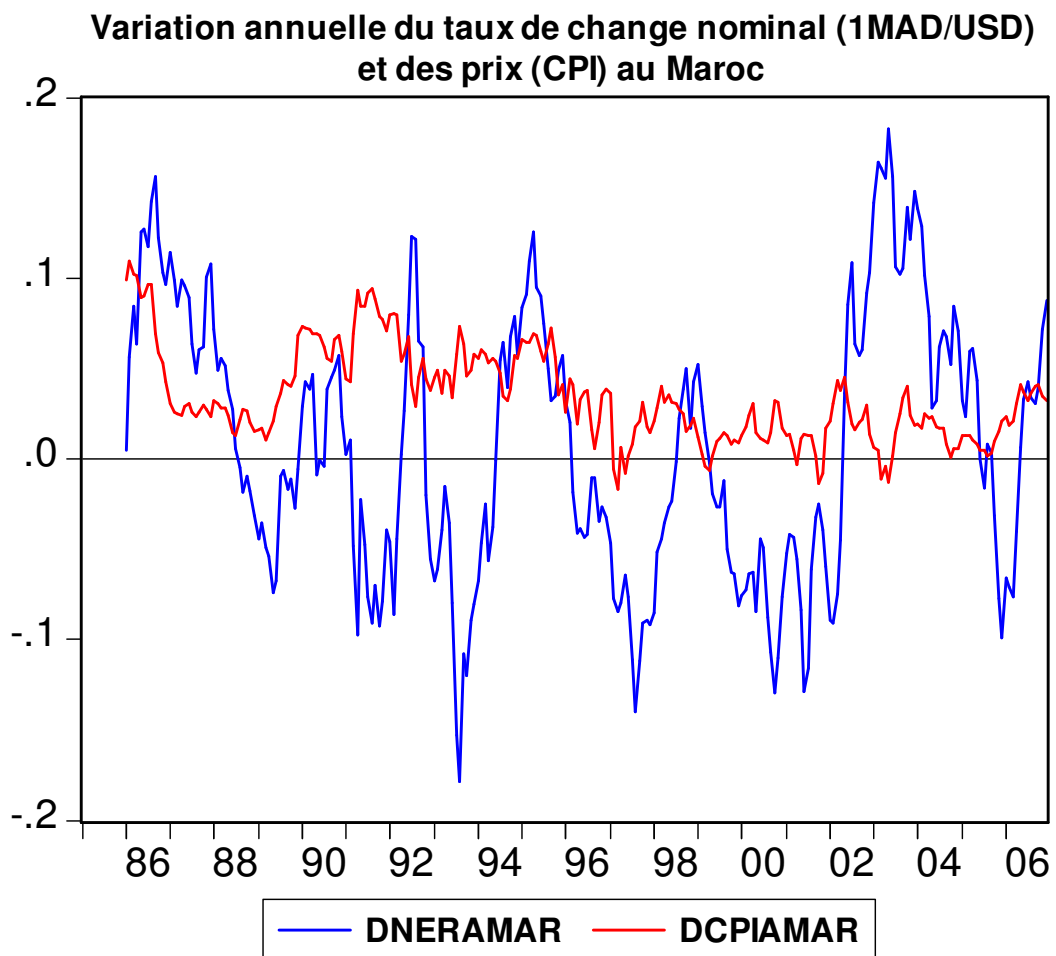
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	28.2625	0.3244	87.1049	0.0000
NEERJOR2	-1.1062	0.5239	-2.1113	0.0357
NEERJOR	-0.1476	0.5306	-0.2784	0.7809
R² ajusté	0.6717			

⁸³ Ce retard est confirmé par les critères Akaike, FPE, SC et HQ.

Cas du Maroc

Au Maroc, la corrélation entre le taux de change nominal (unilatéral par rapport au USD) et l'indice des prix est négative et modeste (-0.4237).

Graphique 20



En se basant sur le graphique 20, une sensibilité potentielle des prix aux mouvements du taux de change nominal peut être notée. Le sens d'évolution contraire des variables est conforme aux prédictions théoriques. Cependant, l'ampleur de la réponse des prix aux volatilités du taux de change nominal prête à confusion. En effet, à la suite des grandes dépréciations nominales du dirham marocain (telles qu'en 1993, 1995, 2000 et 2001) les

prix augmentent modestement, alors qu'ils augmentent sensiblement (exemple en 1991) et simultanément avec des dépréciations moins importantes de la monnaie marocaine. Ce décalage pourrait être justifié par le retard de la réaction des prix aux mouvements du taux de change nominal⁸⁴.

Paradoxalement, par une simple régression du taux de change nominal par rapport au USD sur les prix au Maroc, nous obtenons un résultat significatif uniquement pour la réponse immédiate des prix aux fluctuations du taux de change nominal. Une appréciation de 1% de la monnaie marocaine résulte immédiatement en une baisse proportionnelle des prix (0.95%).

Variable dépendante : CPIMAR
Période : 1985:08-2006:12
Nombre d'observations: 250

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.9045	0.2887	6.5963	0.0000
NERMAR7	-0.1896	0.2183	-0.8687	0.3858
NERMAR	-0.9517	0.2205	-4.3160	0.0000
R² ajusté	0.4283			

L'existence éventuelle de relations immédiates ou retardées entre le taux de change nominal et les prix au Maroc n'est pas soutenue par le test de Granger. Au sens de Granger, il n'existe pas de relation de causalité entre les deux variables.

⁸⁴ À ce titre, les critères Akaike, LR et FPE indiquent un retard de 7 mois.

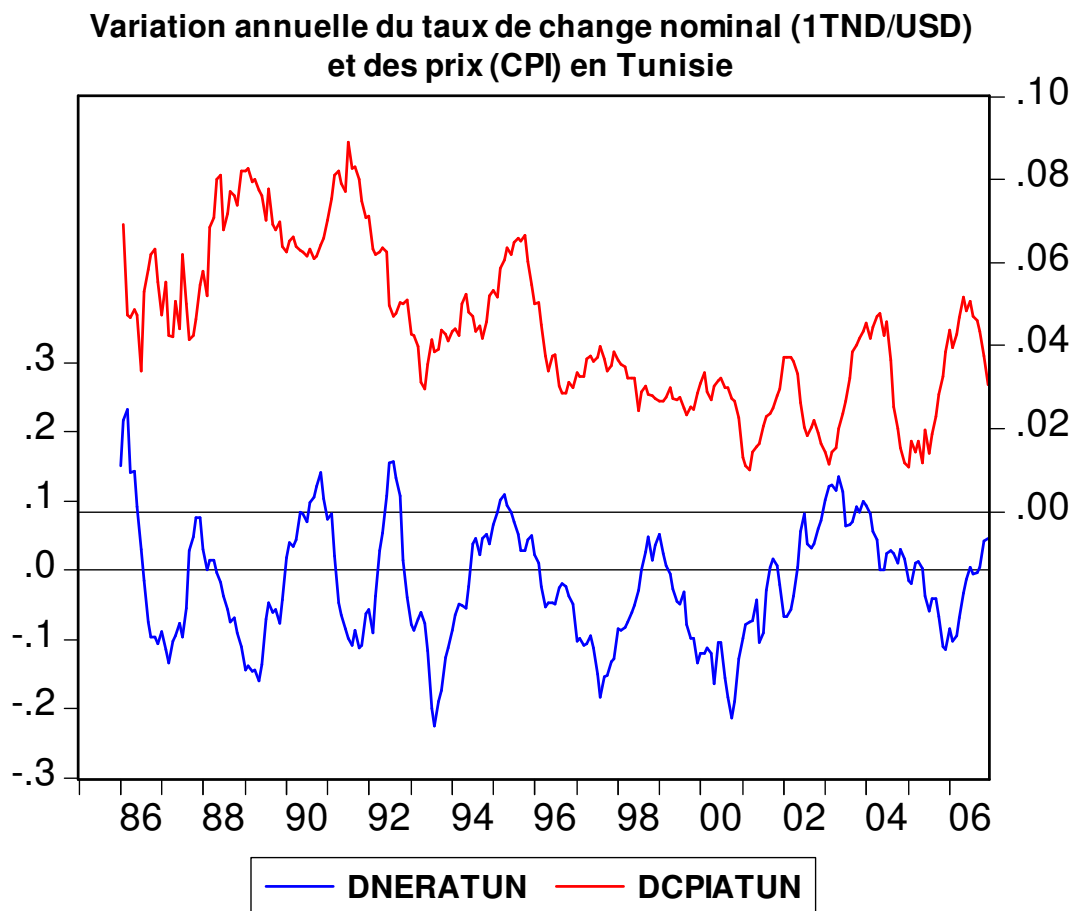
Cas de la Tunisie

La matrice des corrélations (annexe 4) indique qu'en Tunisie, le taux de change nominal est fortement corrélé avec les prix et la cible monétaire M2 à des taux de corrélation négatifs (respectivement -0.9133 et -0.8656).

Sur la base des données mensuelles des variations annuelles couvrant la période 1986-2006, en dépit des fortes fluctuations du taux de change nominal, l'indice des prix à la consommation affiche une faible variation, notamment à partir de 1996. À titre d'exemple, sur le graphique 21 on remarque que la dépréciation du dinar en 1993 de quasiment 20% a été suivie par une hausse décalée du CPI de 5%. Par ailleurs, contrairement aux pics inflationnistes de 1991 et de 2006 (respectivement de 9% et de 5%), qui coïncident avec une dépréciation du dinar d'environ 10%, d'autres montées de l'inflation (exemples : 7% en 1995 et 5% en 2003) ne sont pas précédées par des dépréciations du dinar. De même, certaines baisses du pic de l'inflation sont devancées par une appréciation du taux de change nominal (exemples : les appréciations de 15% en 1992 et de 12% en 2003). D'où, à ce stade, nous avançons une présomption faible et nuancée quant à l'existence d'une sensibilité des prix aux mouvements du taux de change nominal en Tunisie.

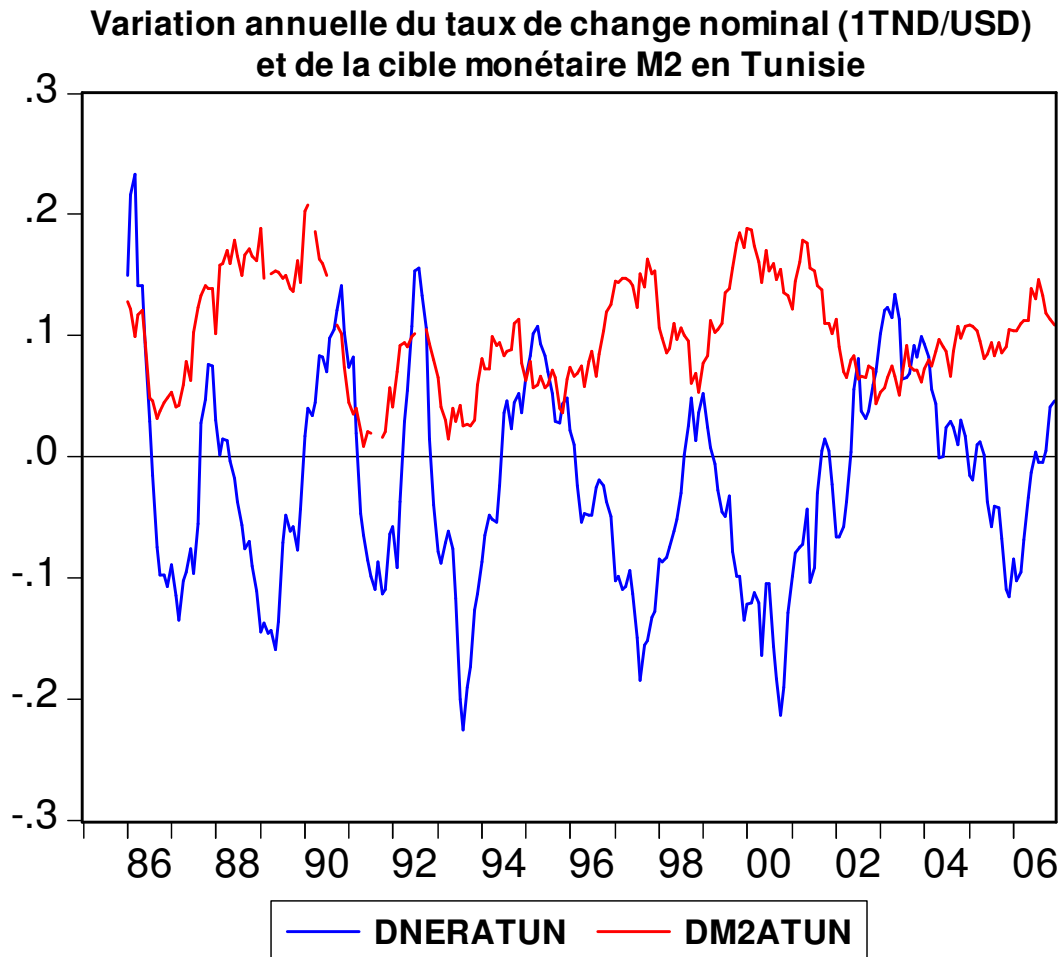
Au sens de Granger, le taux de change nominal ne cause pas les prix en Tunisie. En revanche, le taux de change nominal est causé par les prix (annexe 5). Par conséquent, à l'image de Boughrara (2003), nous trouvons peu d'évidence de causalité allant du taux de change nominal aux prix. Cela implique qu'en Tunisie, le canal taux de change nominal n'est pas efficace dans la transmission des changements de la politique monétaire aux prix.

Graphique 21



L'ampleur de la volatilité de la cible monétaire M2 est à la hauteur de celle du taux de change nominal (graphique 22). Il apparaît qu'à la suite de chaque dépréciation nominale profonde de la monnaie domestique, la masse monétaire réagit par un accroissement important. Par conséquent, une vulnérabilité potentielle de la cible intermédiaire M2 aux mouvements du taux de change nominal est mise en exergue. Néanmoins, aucune relation de causalité de Granger n'apparaît entre le taux de change nominal et la masse monétaire M2 (annexe 5).

Graphique 22



Une simple régression du taux de change nominal contemporain et retardé sur la cible finale (CPITUN) et sur l'ancrage intermédiaire (M2TUN) de la politique monétaire en Tunisie montre qu'une appréciation nominale du dinar tunisien de 1% entraîne, avec un décalage de deux mois, une baisse de l'indice des prix de 43 points de base et une décroissance de la masse monétaire M2 de 1,50%⁸⁵.

⁸⁵ Le retard de 2 mois a été obtenu sur la base des critères Akaike, Schwartz et FPE.

Les résultats de la régression rejoignent nos observations des comportements des variables dans le sens où, la réactivité de M2 aux mouvements du taux de change nominal est plus importante que celle des prix.

Variable dépendante : CPITUN

Période : 1985:03-2006:12

Nombre d'observations: 262

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.3244	0.0080	540.4812	0.0000
NERTUN2	-0.4306	0.2250	-1.9135	0.0568
NERTUN	-0.8559	0.2247	-3.8092	0.0002
R² ajusté	0.8027			

Variable dépendante : M2TUN

Période : 1985:03-2006:12

Nombre d'observations: 257

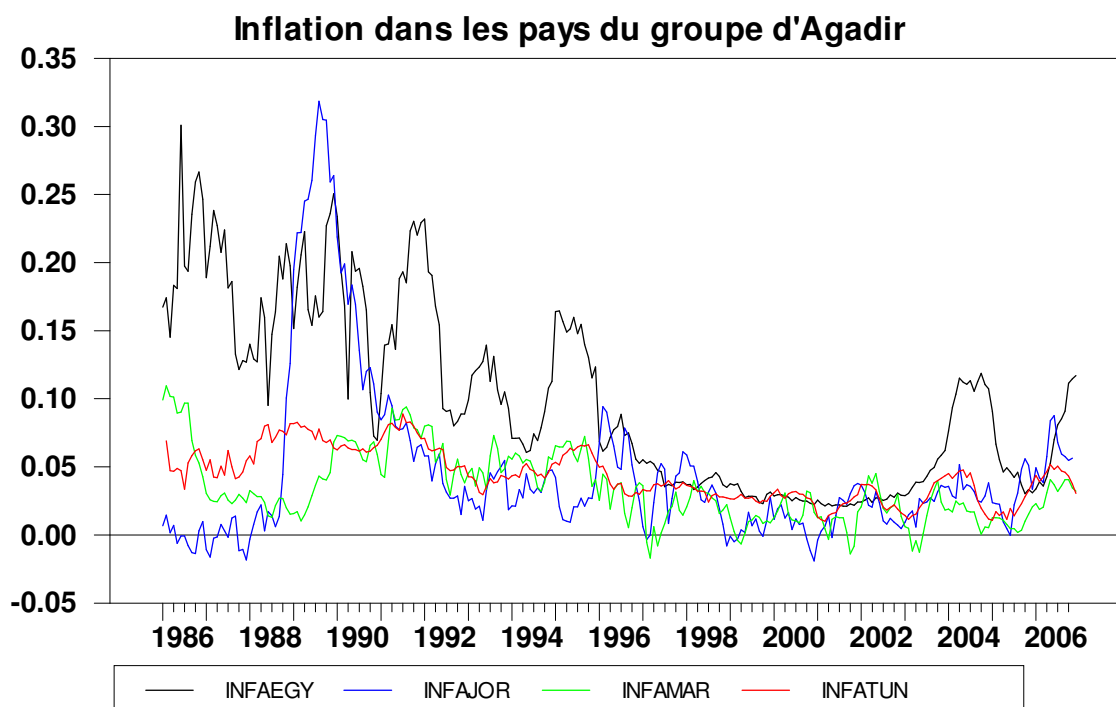
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.6685	0.0153	1475.075	0.0000
LNERTUN2	-1.5060	0.4295	-3.5060	0.0005
LNERTUN	-1.5487	0.4296	-3.6044	0.0004
R² ajusté	0.8639			

Comparés à l'Égypte et à la Jordanie, en Tunisie et au Maroc les réponses immédiates des prix et de M2 aux fluctuations du taux de change nominal sont significatives.

La maîtrise de l'inflation demeure aux cœurs des préoccupations des pays membres du groupe d'Agadir. Cet objectif ultime revêt une importance capitale pour la politique monétaire de ces pays (les objectifs finaux de maîtrise de l'inflation dans tout le groupe d'Agadir sont mis en exergue par le tableau 6 du chapitre 1). Par ailleurs, la littérature souligne que dans les économies émergentes, les déterminants de l'inflation sont les changements de l'offre monétaire, du taux de change nominal, des prix des importations et des chocs d'offre (FMI, 2007 f). C'est pour ces raisons que nous consacrons la section suivante à l'analyse de la dynamique de l'inflation et à la persistance des effets inflationnistes des chocs dans les pays d'Agadir.

2. Dynamique et persistance de l'inflation; et ajustement des effets inflationnistes des chocs : approche de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006)

Graphique 23



D'après le tableau 3 (chapitre 1), sur la base des données mensuelles s'étalant sur la période 1986:1-2006:12, le Maroc a l'inflation moyenne la plus faible (3,52%), suivi par la Tunisie (4,51%), la Jordanie (4,89%) et enfin par l'Égypte (10,67%)⁸⁶. Au même niveau d'inflation moyenne, l'écart type est plus élevé en Jordanie qu'en Tunisie. D'où, l'inflation est plus volatile en Jordanie qu'en Tunisie.

Le graphique 23 montre que l'Égypte se démarque nettement du groupe. En effet, l'évolution de l'inflation peut être scindée en deux parties : une période d'hyper-inflation persistante entre 1986 et 1995 et une période de maîtrise de l'inflation à des taux bas (autour de 3%) à partir de 1996. D'ailleurs, au cours de la période allant de 1996 à 2003, le

⁸⁶ L'inflation est calculée avec une fréquence mensuelle mais sur une base annuelle. Elle mesure les changements de l'IPC sur 12 mois. Nous avons privilégié cette approche dans le but d'éviter les fortes volatilités de l'inflation à écart mensuel et de tenir compte de la saisonnalité.

taux d'inflation en Égypte est proche de ceux des trois autres pays du groupe d'Agadir, avec toutefois une nouvelle tendance inflationniste en 2004 et 2006 (dépassant 10%)⁸⁷.

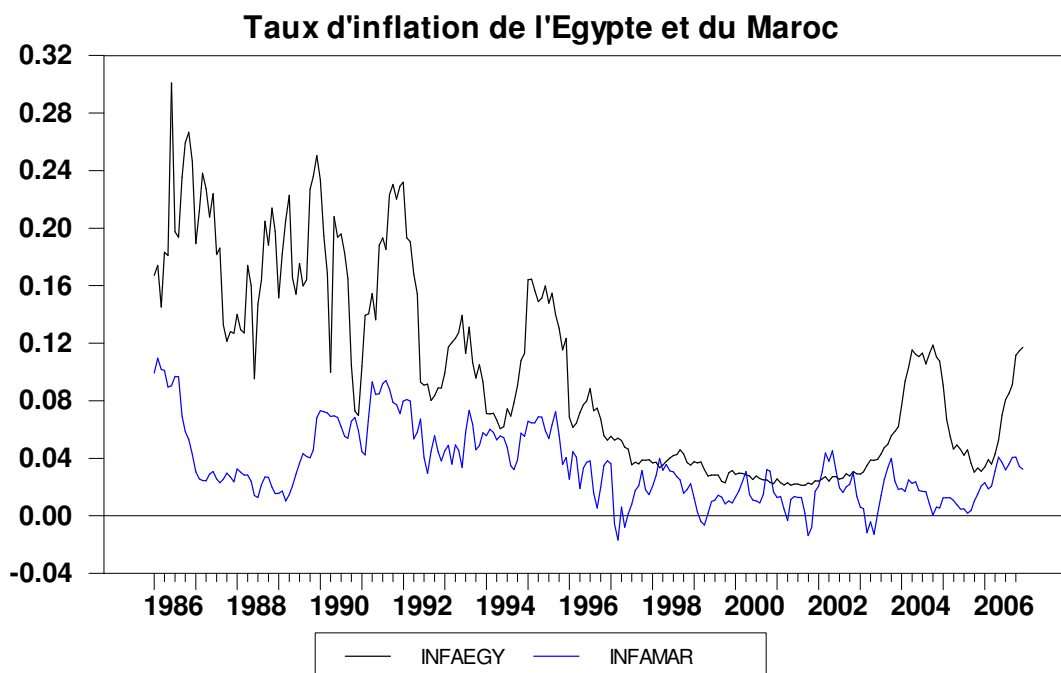
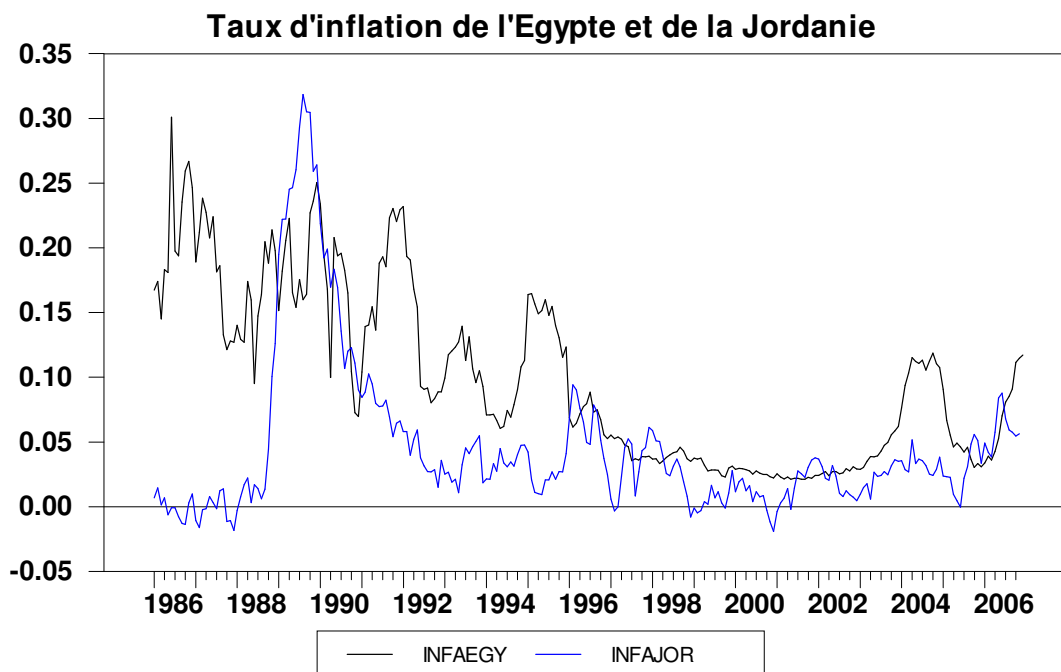
La Jordanie a connu un pic sévère d'inflation entre 1988 et 1990, alors que la Tunisie et le Maroc se distinguent par une forte discipline en matière de maîtrise de l'inflation.

En se référant aux graphiques de la figure 1, certaines similitudes de la dynamique de l'inflation au sein des pays du groupe d'Agadir sont notées. À ce titre, on observe une similitude entre l'évolution de l'inflation au Maroc, en Tunisie et en Jordanie entre 1990 et 2006. À partir de 1996, l'inflation en Égypte converge vers celles des trois autres membres. Globalement, à la fin des années 90, une coordination des taux d'inflation dans les quatre pays membres de l'accord d'Agadir est soulignée. Cependant, à partir de 2004, un retour de l'inflation est constaté en Égypte, tandis qu'une pression inflationniste émerge en Tunisie dès 2004 et en Jordanie en 2006⁸⁸.

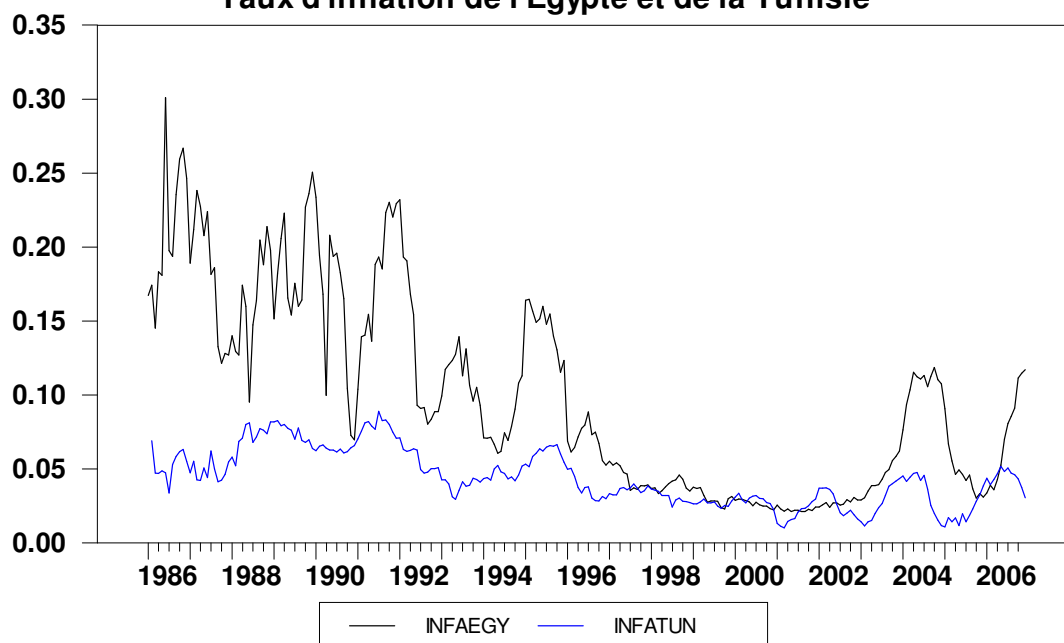
⁸⁷ En Égypte, les taux d'inflation officielle sont biaisés, avec une tendance vers la baisse, en raison du contrôle des prix et des subventions accordées par l'État (El-Sakka et Ghali, 2005).

⁸⁸ Les économistes du FMI (2007 b) attribuent la hausse de l'inflation en Égypte aux pressions de la demande et à l'augmentation des prix des biens administrés, notamment l'énergie. En Jordanie, le retour de l'inflation est lié à la flambée des produits énergétiques, tandis qu'en Tunisie, le pic inflationniste s'explique par la hausse des prix de l'énergie et des biens de base.

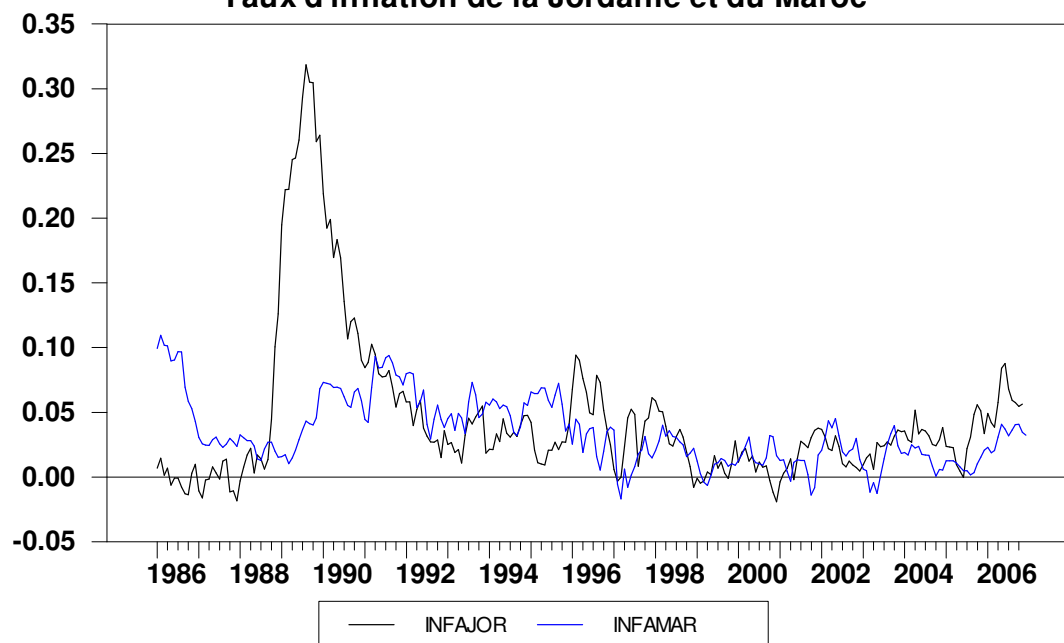
Figure 1. Évolution de l'inflation des pays d'Agadir par paires



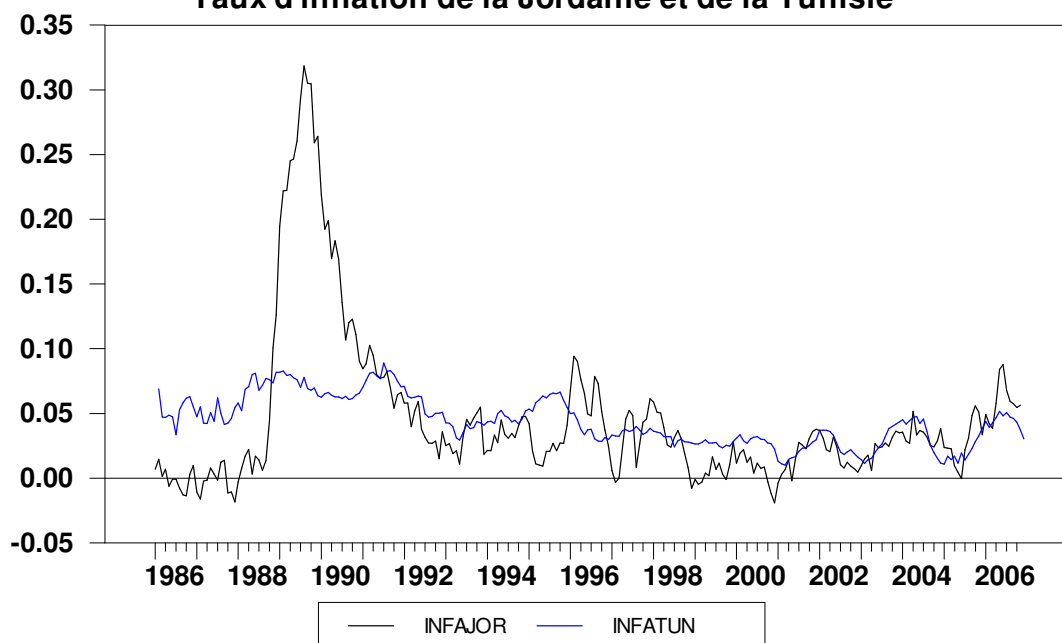
Taux d'inflation de l'Egypte et de la Tunisie



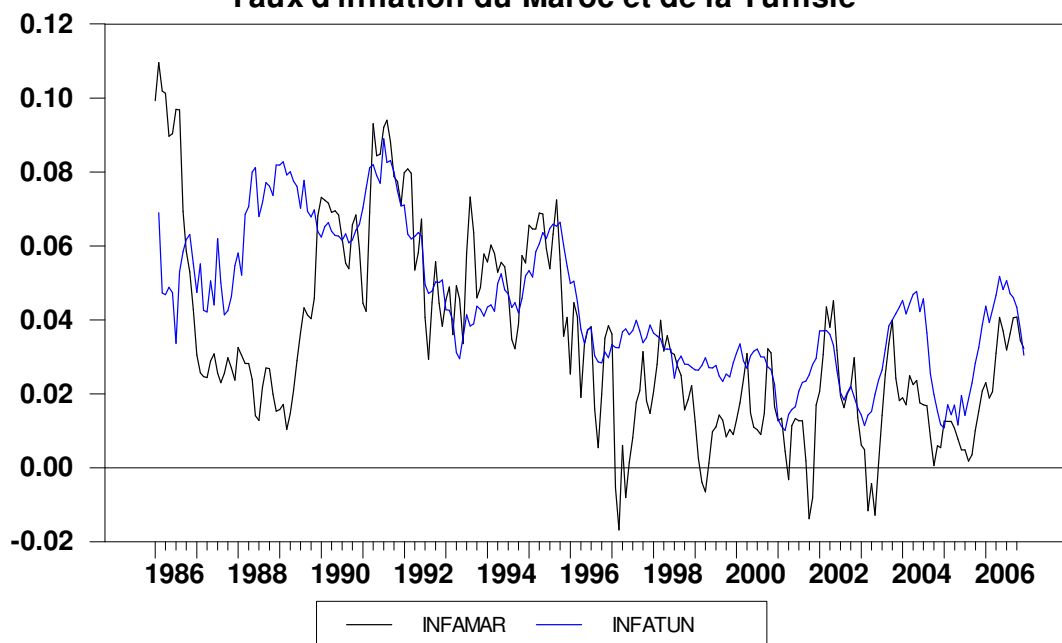
Taux d'inflation de la Jordanie et du Maroc



Taux d'inflation de la Jordanie et de la Tunisie



Taux d'inflation du Maroc et de la Tunisie



Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) soutiennent que les différences de comportement de l'inflation sont liées au choix du régime de politique monétaire⁸⁹. Au sein du groupe d'Agadir, cette affirmation est controversée. D'une part, entre 1996 et 2002, officiellement, l'Égypte et la Jordanie pratiquent le même régime de politique monétaire, à savoir : l'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD (tableau 5, chapitre 1). Donc, l'évolution de l'inflation dans ces deux pays devrait être similaire. Or, nous remarquons une convergence notable de l'inflation en Égypte, non pas vers celle de la Jordanie, mais vers l'inflation de la Tunisie, malgré leurs choix différents de politique monétaire. En effet, l'Égypte poursuit une politique d'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD, tandis qu'en Tunisie, la politique monétaire repose sur le ciblage ferme de M2 et du taux de change nominal multilatéral par rapport à un panier monétaire à titre souple et modéré. Jusqu'à la fin de 2004, en Tunisie, le taux de change nominal est dirigé avec un rattachement à parité glissante. Il est donc l'objet d'un semi-ancrage souple et modéré⁹⁰.

D'autre part, entre 1986 et 1995, le taux de change multilatéral par rapport à un panier monétaire constitue la cible intermédiaire de la politique monétaire au Maroc et en Jordanie, même si la composition du panier de devises diffère entre les deux pays⁹¹. Certes, durant cette période les dynamiques de l'inflation des deux pays se rapprochent, mais pas au point de la forte harmonie notée entre 1996 et 2004. Pourtant, en 1996, à l'image de l'Égypte, la Jordanie a opté pour l'ancrage intermédiaire du taux de change nominal unilatéral par rapport au USD.

Par ailleurs, les régimes monétaires du Maroc et de la Tunisie divergent : le premier se résume à l'ancrage du taux de change nominal par rapport à un panier monétaire et le deuxième cible à titre ferme l'agrégat monétaire M2 parallèlement au ciblage géré et souple du taux de change nominal par rapport à un panier monétaire. Paradoxalement, les

⁸⁹ Dans les économies ouvertes, les mouvements du taux de change sont source d'inflation.

⁹⁰ Pour ce faire, il est ajusté périodiquement par les autorités monétaires en fonction de certains indicateurs. Malgré le caractère confidentiel de ces indicateurs, il est supposé qu'ils sont fixés en fonction du différentiel d'inflation avec les pays partenaires et concurrents et de l'écart entre l'inflation par rapport à sa cible.

⁹¹ Rappelons que la répartition géographique du commerce extérieur et la composition de la dette extérieure en monnaies étrangères sont différentes dans les deux pays.

dynamiques de l'inflation des deux pays ne s'écartent pas beaucoup. En particulier, on remarque un rapprochement net entre 1990 et 1996.

Globalement, une harmonie de la dynamique de l'inflation dans les quatre pays membres de l'accord d'Agadir est mise en évidence entre 1996 et 2003, et ce en dépit de la divergence de leurs régimes monétaires.

Un courant imposant de la littérature met en exergue le lien entre le régime monétaire d'ancrage du taux de change et la maîtrise de l'inflation {Loungani et Swagel (2001), Stone et Bhundia (2004)...}. En classant 87 pays selon leurs régimes monétaires, Stone et Bhundia (2004) trouvent une inflation moyenne de 12,8% pour les pays qui pratiquent le régime d'ancrage du taux de change entre 1996 et 2000. Le groupe d'Agadir se situe en deçà de cette norme puisque l'inflation moyenne pour tout le groupe entre 1986 et 2006 est de 5,98%. Il est vrai que les régimes monétaires des quatre pays d'Agadir divergent en termes de la variable taux de change de l'ancrage (unilatérale ou multilatérale), de la nature de la pratique de cet ancrage (exclusive ou parallèle, *de facto* ou *de jure*). Néanmoins, dans le cadre de cette analyse, nous regroupons tous les pays d'Agadir dans la catégorie générale d'ancrage du taux de change.

Dans le but d'étudier la persistance des effets inflationnistes des chocs et l'outil d'ajustement de ces effets dans les pays membres de l'accord d'Agadir, en utilisant la méthode des doubles moindres carrés, nous estimons le modèle suivant à la façon de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006).

Estimation de la courbe de Phillips

$$\Pi_t = a + a_{\Pi} \Pi_{t-p} + a_y y_t + a_{reer} REER_t + z_t$$

Π_t , Π_{t-p} , y_t , $REER_t$ représentent respectivement l'inflation présente, l'inflation retardée de p ($p= 4$ mois)⁹², le gap de production et le taux de change effectif réel⁹³. Les variables sont mensuelles et sont considérées en LOG. La variable inflation est la différence première de l'indice des prix à la consommation (CPI) à un écart annuel. L'introduction du taux de change effectif réel et non pas nominal permet de capter l'impact des chocs des prix des importations (ou chocs de demande réelle) sur l'inflation.

Tableau 9. Résultats de la régression du modèle de la courbe de Phillips

	Égypte	Jordanie	Maroc	Tunisie
a	0.0774***	0.0164**	0.0605	0.0418
	(3.2970)	(1.9362)	(1.0281)	(0.8307)
	(0.0234)	(0.0085)	(0.0588)	(0.0504)
INF_{t-4} (aΠ)	0.8981***	0.5373***	0.4868***	0.8341***
	(29.0004)	(16.6082)	(12.9006)	(22.2573)
	(0.0309)	(0.0443)	(0.0377)	(0.0332)
GAP (ay)	-0.0034***	-0.0223	-0.0209	-0.0298***
	(2.5278)	(0.8258)	(0.5713)	(2.8216)
	(0.0013)	(0.0271)	(0.0367)	(0.0105)
REER (a$reer$)	-0.0695*	-0.0762**	-0.0255	-0.0079
	(1.6937)	(2.1841)	(1.3512)	(0.7177)
	(0.0041)	(0.0186)	(0.0188)	(0.0111)
R²ajusté	0.9121	0.9469	0.8646	0.9334
Durbin Watson	2.2071	1.7931	1.9327	1.9715

*, **, *** indiquent que les valeurs sont significatives à 10%, 5% et 1%. Les valeurs entre parenthèses correspondent respectivement à la statistique T et à l'écart-type.

⁹² La corrélation des erreurs est présumée en raison de l'existence dans l'équation de la variable dépendante en variable explicative retardée. D'où, l'estimation est réalisée en suivant la technique SURE («seemingly unrelated regressions estimation»).

⁹³ Le gap de production représente la différence entre la production effective et la production potentielle obtenue par la technique du filtre Hodrick-Prescott.

Les résultats de la régression du modèle de Phillips mettent en exergue les éléments suivants :

1) Sur la base du critère de sensibilité de l'inflation aux effets permanents des chocs, le groupe d'Agadir est hétérogène. Il peut être scindé en deux groupes : le premier inclut l'Égypte et la Tunisie et le deuxième contient la Jordanie et le Maroc. Le premier groupe affiche une forte persistance des effets des chocs sur l'inflation (le paramètre estimé de l'inflation retardée est de 0.8981 pour l'Égypte et de 0.8341 pour la Tunisie). En Jordanie et au Maroc, la persistance de l'inflation passée est plus faible (le paramètre estimé de l'inflation passée est autour de 0.50). Au sein du groupe d'Agadir, le classement par ordre croissant de la persistance de l'inflation est le suivant : le Maroc, la Jordanie, la Tunisie et l'Égypte⁹⁴.

2) Dans tout le groupe d'Agadir, une hausse du gap de production entraîne une baisse de l'inflation. Néanmoins, le pouvoir explicatif de l'inflation par le gap de production est statistiquement non significatif en Jordanie et au Maroc.

3) En Égypte et en Jordanie une appréciation de la monnaie domestique en termes effectifs réels résulte en une baisse de l'inflation due à la baisse des prix des importations. Ces résultats s'accordent avec ceux de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006). En Tunisie, le paramètre estimé du taux de change effectif réel n'est pas statistiquement différent de zéro. D'où, une variation du taux de change effectif réel ne semble pas avoir d'effet sur l'inflation. Ce résultat peut être dû à l'ancrage du taux de change effectif réel par les autorités monétaires tunisiennes dans le but de maintenir la compétitivité (voir tableau 6, chapitre 1).

⁹⁴ À l'inverse de nos résultats, Dropy et Grand (2004) concluent que l'inflation est plus persistante et volatile au Maroc qu'en Tunisie. Le tableau 10 indique que la volatilité de l'inflation est plus élevée au Maroc qu'en Tunisie (0,028 contre 0,018). La divergence des résultats concernant la persistance de l'inflation dans les deux pays peut être due au décalage de la période de l'étude. Celle des auteurs s'étale de 1960 à 2004, alors que notre période débute en 1986 et se termine en 2006.

Les économistes du FMI (2007 f) ont estimé un modèle de courbe de Phillips pour la Tunisie. Contrairement à Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), les variables indépendantes n'incluent pas le taux de change effectif réel. L'inflation future dépend uniquement de l'inflation passée et de la production. Leurs résultats montrent que ce modèle n'a pas un pouvoir prédictif significatif de l'inflation. En outre, l'inflation passée n'est pas en mesure d'expliquer une part importante de l'inflation future. Ces résultats sont contradictoires avec les nôtres. En effet, nos estimations de la courbe de Phillips indiquent une forte explication significative de l'inflation future par l'inflation passée en Tunisie, ce qui nous a amenés à mettre en évidence la persistance de l'inflation en Tunisie.

Par la suite, les économistes du FMI (2007 f) ont estimé un modèle proche de celui de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006). Ce modèle se présente comme suit :

$$\Pi_{t+h} = a_1 + a_2 \Pi_t + a_3 \Pi_{t-1} + a_4 \text{NEER}_t + a_5 \text{M4}_t + a_6 \text{PPI}_t + \varepsilon_{t+h}$$

avec $h = 3, 6, 9$ et 12 .

Π_{t+h} , Π_t , Π_{t-1} , NEER_t , M4_t et PPI_t représentent respectivement l'inflation future à un horizon de h mois, l'inflation présente, l'inflation passée de 1 mois, le taux de change effectif nominal présent, l'agrégat monétaire M4 présent et l'indice des prix à la production présent. Notons que contrairement au modèle de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), toutes les variables indépendantes sont retardées (de h périodes).

Leurs résultats montrent qu'à un horizon de 12 mois, l'inflation présente n'explique pas d'une manière significative l'inflation future. D'où, l'absence de persistance de l'inflation en Tunisie. Contrairement à nos résultats, les économistes du FMI (2007 f) trouvent des coefficients négatifs et plus élevés de la transmission des mouvements du taux de change (toutefois en termes effectifs nominaux) à l'inflation future basée sur le CPI en Tunisie. Toutefois, ces estimations demeurent fragiles sur le plan de la fiabilité statistique.

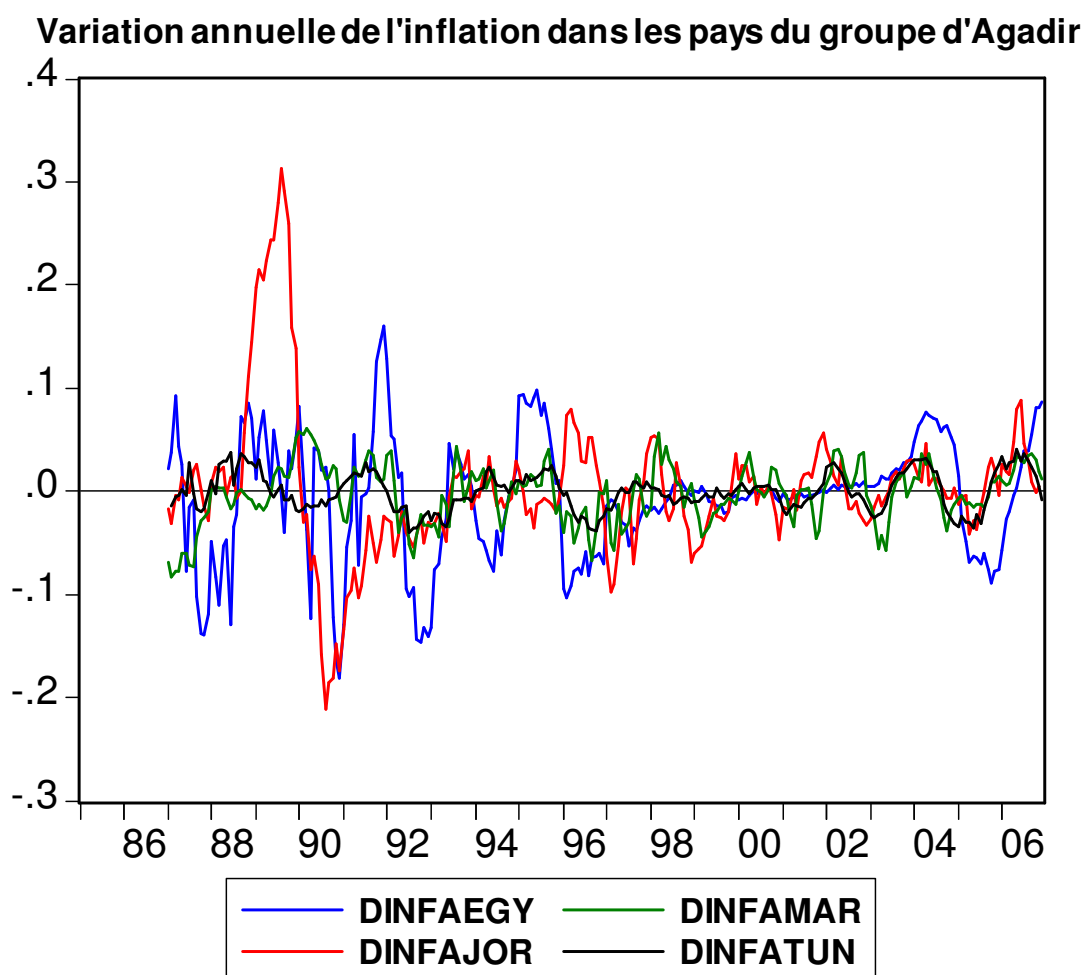
La littérature existante souligne qu'une forte persistance des effets inflationnistes des chocs est associée à une volatilité importante de l'inflation. En fait, les deux critères (persistance et volatilité de l'inflation) reflètent le non ajustement des effets inflationnistes des chocs par le taux de change nominal. La tendance de l'hétérogénéité en matière de permanence des effets inflationnistes des chocs est soutenue par le graphique comparatif de la volatilité de l'inflation dans les pays d'Agadir (graphique 24), ainsi que par les écarts-types de la variation annuelle de l'inflation (tableau 10). Cependant, le groupe caractérisé par l'inflation à forte volatilité ne correspond pas au groupe à inflation persistante. L'inflation est la plus volatile en Jordanie et en Égypte et la moins volatile au Maroc et en Tunisie. En revanche, elle est la plus persistante en Égypte et en Tunisie et la moins persistante en Jordanie et au Maroc.

Tableau 10. Propriétés statistiques de la croissance annuelle de l'inflation dans les pays du groupe d'Agadir (données mensuelles, 1986-2006)

Croissance annuelle de l'inflation	Égypte	Jordanie	Maroc	Tunisie
Moyenne	-0.006984	0.002878	-0.002592	-0.000437
Maximum	0.159719	0.312323	0.061207	0.040165
Minimum	-0.180841	-0.211654	-0.083789	-0.039322
Ecart-type	0.059217	0.070358	0.028581	0.018173

L'inflation est fortement volatile en Égypte (notamment sur la période 1986-1996). Cette volatilité est soutenue et nourrie par les niveaux d'inflation passée. Néanmoins, à partir de 1996, on assiste à un changement radical et contradictoire : une stagflation est maintenue jusqu'à 2004. La Jordanie est un cas contrasté. La persistance de l'inflation est faible, tandis que la volatilité de l'inflation est la plus élevée au sein du groupe d'Agadir (tableau 10). Toutefois, la volatilité de l'inflation est particulièrement dominante à la fin des années 80. Par la suite, à partir de 1992, l'inflation devient peu volatile et à l'image de celle du Maroc (l'écart-type de la variation annuelle de l'inflation entre 1992 et 2006 est de 0.0321), ce qui nous permet de retrouver une concordance entre la persistance et la volatilité de l'inflation pour les deux pays. Au Maroc, non seulement la persistance de l'inflation est faible, mais aussi la volatilité de l'inflation est réduite. Le cas de la Tunisie est paradoxal. D'une part, la régression montre que l'inflation passée est fortement persistante (0.8341). D'autre part, la volatilité de l'inflation est minime au point d'atteindre une stagnation.

Graphique 24



Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) soutiennent qu'une inflation persistante et volatile reflète le fait que les autorités monétaires ne tolèrent pas les mouvements du taux de change nominal en vue d'absorber les effets inflationnistes des chocs⁹⁵. Ces auteurs trouvent que les effets des chocs sur l'inflation sont moins persistants dans le pays où les autorités

⁹⁵ À ce titre, rappelons que les deux pays étudiés par Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) sont Singapour et Hong Kong. Le régime de «currency board» de Hong Kong exclut les mouvements du taux de change nominal à des fins discrétionnaires de stabilisation de l'inflation et de la production. À Singapour, où le régime monétaire repose sur l'ancrage de plusieurs indicateurs, le taux de change nominal joue le rôle d'outil d'absorption des effets des chocs dans le but de préserver l'inflation et la production de toute fluctuation excessive.

monétaires utilisent le taux de change nominal en tant qu'instrument d'absorption des effets de ces chocs, autrement dit, dans le pays où le taux de change nominal ne constitue pas une cible d'ancrage de la politique monétaire. Dans le même ordre d'idées, Taylor (2000) affirme qu'une faible transmission du taux de change nominal aux prix est liée à un faible niveau d'inflation avec une volatilité et une persistance réduites.

En suivant le même courant de recherche que Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), en se basant sur le critère de la persistance et de la volatilité de l'inflation, nous pouvons conclure que, contrairement à l'Égypte et à la Tunisie, la Jordanie et le Maroc utilisent davantage le taux de change nominal dans le but d'absorber les effets inflationnistes des chocs⁹⁶. Cette conclusion concorde avec nos affirmations analytiques préliminaires (basées sur les graphiques, les relations de corrélation et de causalité de Granger et les régressions simples) portant sur les relations entre le taux de change nominal et les prix dans les pays du groupe d'Agadir (section 1). En effet, nous constatons que les éventualités d'une relation entre le taux de change nominal et les prix sont plus fortes en Jordanie et au Maroc et plus faibles en Tunisie et en Égypte.

À l'exception de l'épisode d'une forte inflation volatile et rapidement maîtrisée à la fin des années 80, à l'image du Maroc, la Jordanie affiche une inflation faiblement volatile. Ces résultats impliquent que dans ces deux pays, les effets inflationnistes des chocs sont absorbés par un outil d'ajustement. Étant donné le double ciblage intermédiaire *de facto* de la masse monétaire M2 et du taux de change nominal multilatéral jusqu'à 1995 en Jordanie, puis du taux de change nominal par rapport au USD; et du taux de change nominal par rapport à un panier monétaire au Maroc, l'amortissement des effets des chocs pourrait être attribué au taux de change effectif nominal en Jordanie et au taux de change nominal unilatéral au Maroc (voir également tableau 8). En outre, d'autres outils de la politique monétaire peuvent contribuer à ces ajustements.

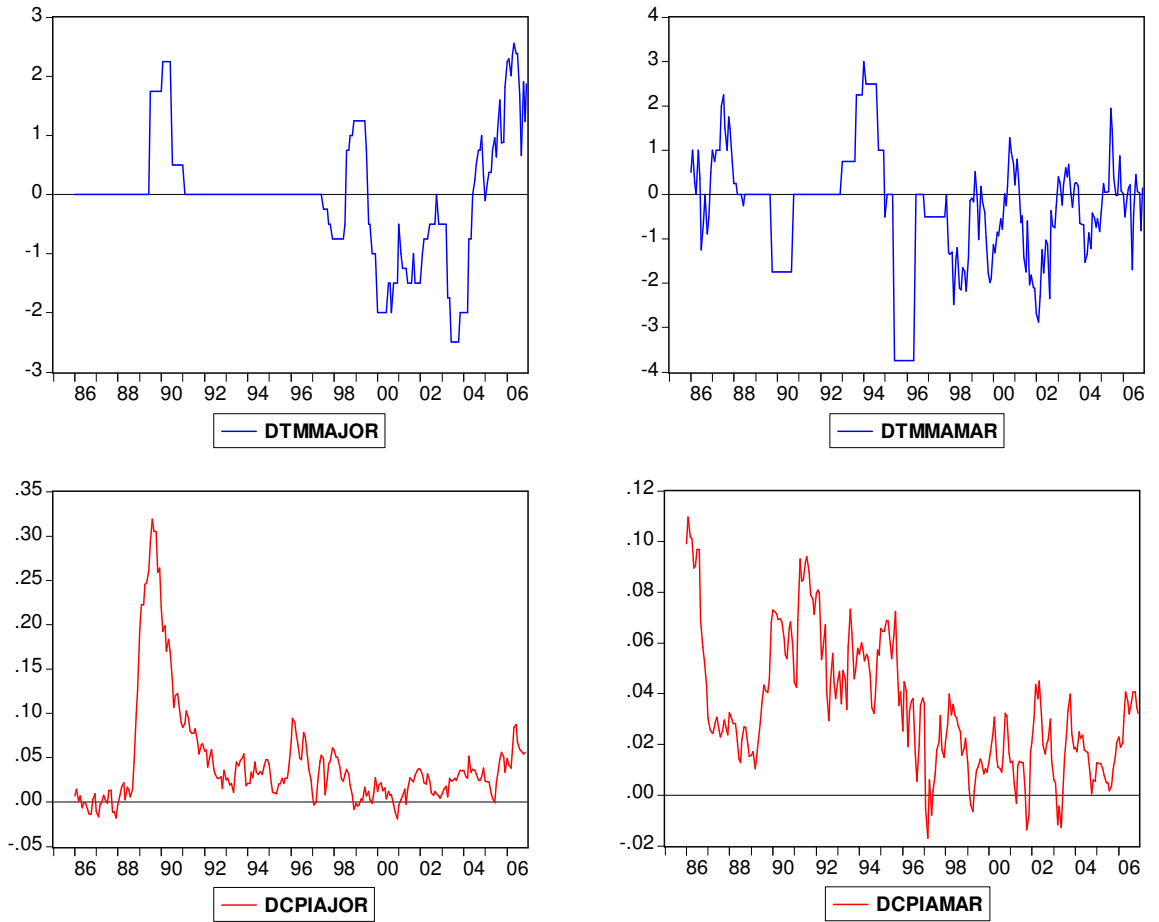
⁹⁶ Hormis la période du pic inflationniste à la fin des années 80 concernant la Jordanie.

En Jordanie, il est présumé qu'en tant qu'outil de la politique monétaire, le taux d'intérêt à court terme contribue à contrecarrer les effets des chocs sur les prix. D'ailleurs, les autorités monétaires jordaniennes pratiquent une politique d'ajustement des taux d'intérêt par rapport aux taux étrangers (notamment américains) en vue d'optimiser le niveau des réserves de change (FMI, 2005 c). En particulier, la hausse du taux d'intérêt à court terme en 1989 semble avoir facilité la maîtrise du pic inflationniste de la fin des années 80 (graphique 25). Cependant, cette relation n'est pas mise en évidence au cours des séries de baisse du taux d'intérêt qui ont suivi l'adoption du ciblage du taux de change nominal par rapport au USD en 1995. En dépit de la baisse graduelle du taux d'intérêt à court terme de 9% en 1998 à 2,5% en 2004, l'inflation n'est pas réactive, sauf à la fin de 2004 où l'on note une légère pression inflationniste. Poddar et al. (2006) attribuent ce résultat à l'incapacité du canal crédit à transmettre les changements de la politique monétaire en Jordanie. En effet, le ratio des crédits domestiques par rapport au PIB est inélastique au taux d'intérêt à court terme.

Au Maroc, une sensibilité relative de l'inflation au taux d'intérêt à court terme est mise en évidence, notamment à la fin des années 90 (à titre d'exemple, sur le graphique 25 les pressions inflationnistes de 1995, 2002 et 2006 coïncident avec des baisses du taux d'intérêt à court terme). D'où, la contribution du taux d'intérêt de court terme à l'ajustement des effets des chocs sur les prix est plausible.

Graphique 25

Variations annuelles du TMM et du CPI en Jordanie et au Maroc



Le cas de la Tunisie est contradictoire. La maîtrise de la volatilité de l'inflation nous amène à conclure que les effets inflationnistes des chocs sont ajustés par les mouvements du taux de change nominal. Néanmoins, la forte persistance significative de l'inflation soulève la question de l'incapacité du taux de change nominal à absorber totalement les effets permanents des chocs sur l'inflation (rappelons que l'absence de relation entre le taux de change nominal et les prix a été notée précédemment). Cette contradiction pourrait résulter de la dynamique particulière de l'inflation en Tunisie. Les autorités monétaires veillent scrupuleusement à préserver l'inflation constamment à des niveaux bas (graphiques 23 et 24). Par conséquent, le paramètre élevé de la persistance de l'inflation porte sur une petite inflation maîtrisée et faiblement volatile, mais persistante. Ces caractéristiques de l'inflation en Tunisie s'articulent autour du cadre spécifique de la politique monétaire en Tunisie :

- Sous la condition d'une relation stable et forte entre l'offre de monnaie et les prix, via une politique monétaire rigoureuse de ciblage intermédiaire de l'agrégat monétaire M2, l'inflation demeure sous le contrôle monétaire et ne peut être largement affectée par les chocs.
- Les réponses du taux de change nominal aux chocs sont modérées. Elles sont encadrées par les autorités monétaires en raison du semi-ancrage du taux de change nominal, motivé par la «peur du flottement».
- Comparée aux autres membres de l'accord d'Agadir, la Tunisie a été relativement épargnée des chocs exogènes⁹⁷. Dans la mesure où l'inflation n'est pas largement exposée à de nombreux chocs, le besoin d'absorption par le taux de change nominal est exclu.
- Les autorités monétaires tunisiennes continuent à pratiquer l'administration des prix. D'où la rigidité des prix. À ce titre, le tiers des prix inclus dans l'IPC est fixé par l'État {Fanizza et al. (2002) et FMI (2007 f)} (voir tableau 11).

⁹⁷ Depuis le milieu des années 80, la Tunisie n'a pas été affectée par des chocs de termes d'échange significatifs. Les termes d'échange ont été stables entre 1985 et 1995; et une légère détérioration progressive de 8% a marqué la deuxième moitié des années 90. Cependant, l'attaque terroriste de Djerba en avril 2002 a provoqué une baisse dramatique des recettes du tourisme (chute de 13,7%). L'année 2003 marque la reprise de la croissance qui a atteint 5,6% en termes réels. Les chocs exogènes tels que la crise irakienne et l'attentat de Casablanca ont eu un impact limité sur l'économie tunisienne.

Tableau 11. Composantes, poids et volatilité du CPI en Tunisie (2001:1-2006:12)

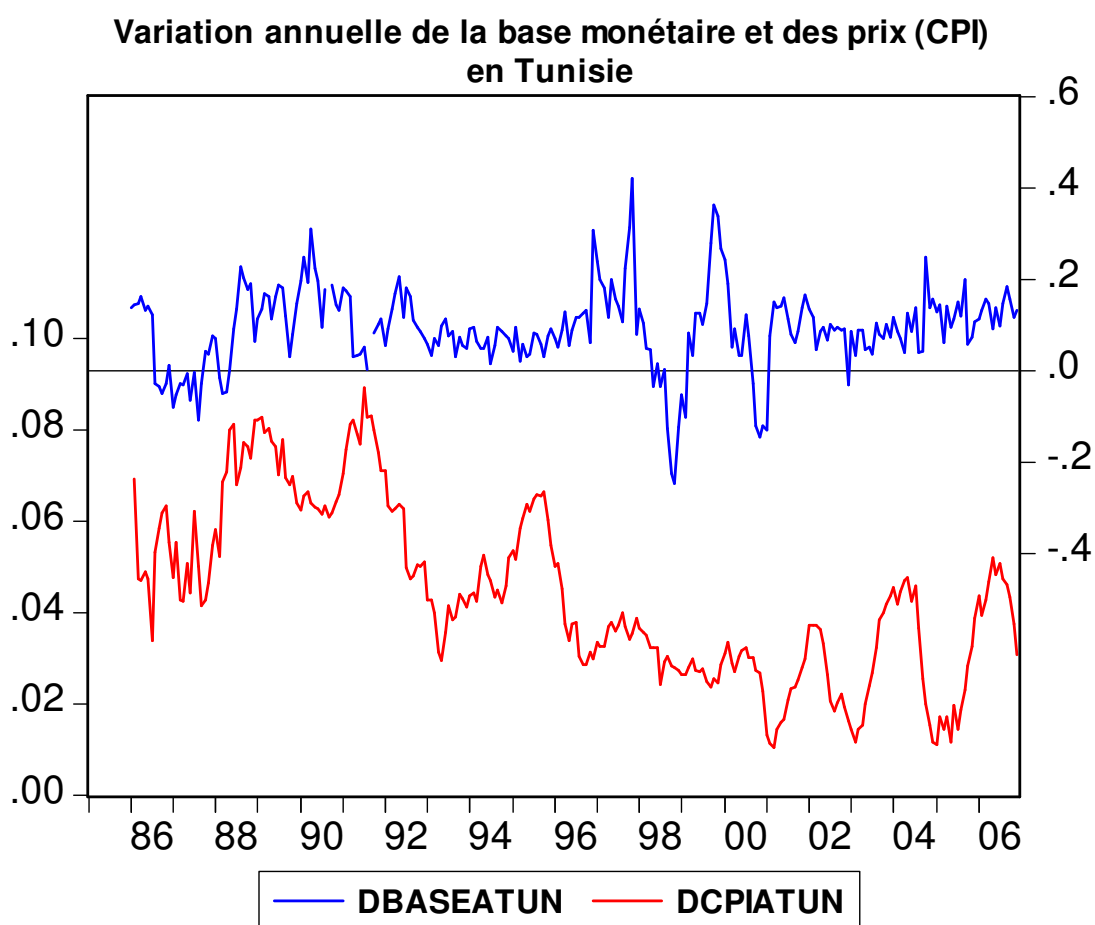
	Poids dans panier	Pourcentage administré	Écart-type
Indice Général	100	32,2	1,7
Alimentation	36,5	22,3	2,5
Logement	17,9	27,5	1,3
Santé	10,5	52,9	2,1
Transport	10,5	74,5	2,6
Textile	11,7	0	2,5
Services	12,9	44,6	2,5

Source : FMI (2007 f).

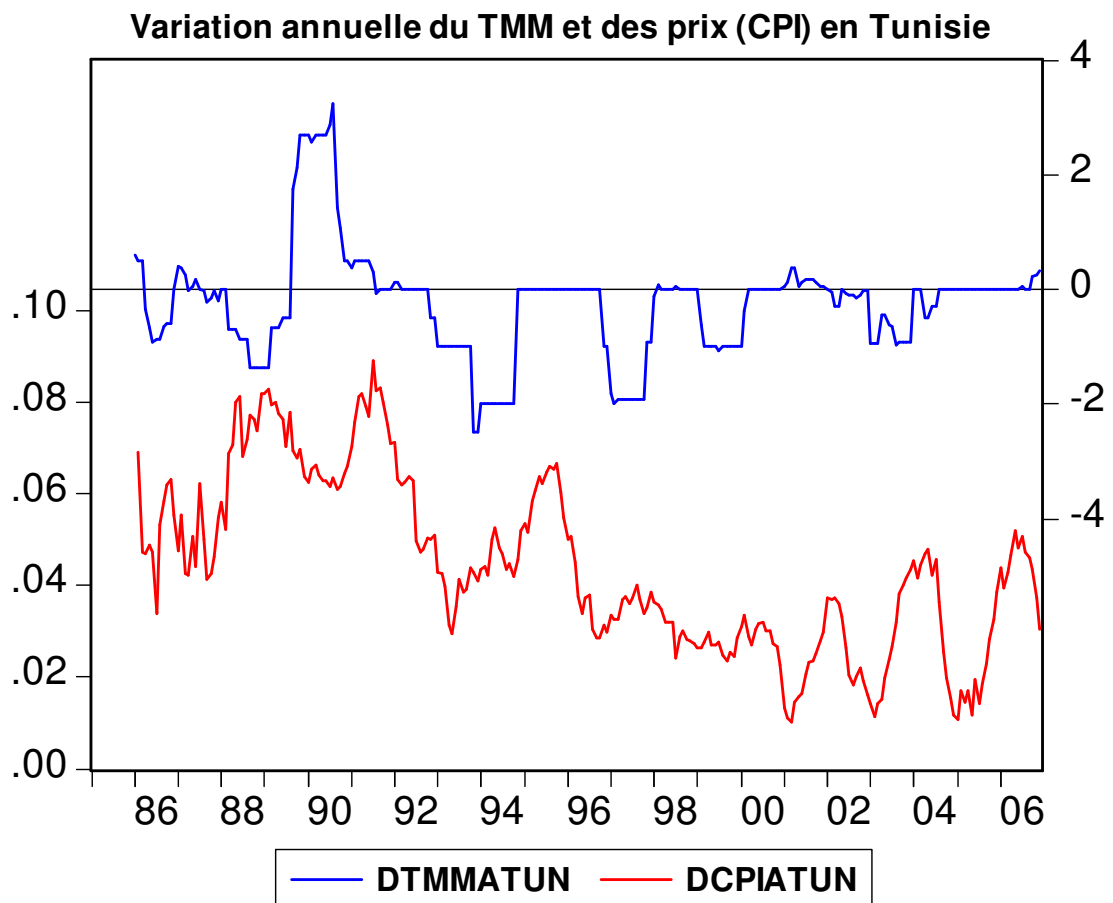
Conformément à la littérature existante, dans le but d'amortir les effets inflationnistes des chocs, les autorités monétaires peuvent avoir recours aux outils de la politique monétaire, à l'instar du taux d'intérêt à court terme et de la base monétaire.

Une relation positive entre l'inflation et les fluctuations de la base monétaire est illustrée par le graphique 26. On note que les mouvements de l'inflation suivent de près ceux de l'accroissement de la base monétaire, notamment à partir de la fin des années 90. Il en découle que les autorités monétaires tunisiennes manipulent la base monétaire en vue d'absorber les effets des chocs sur l'inflation.

Graphique 26



Graphique 27

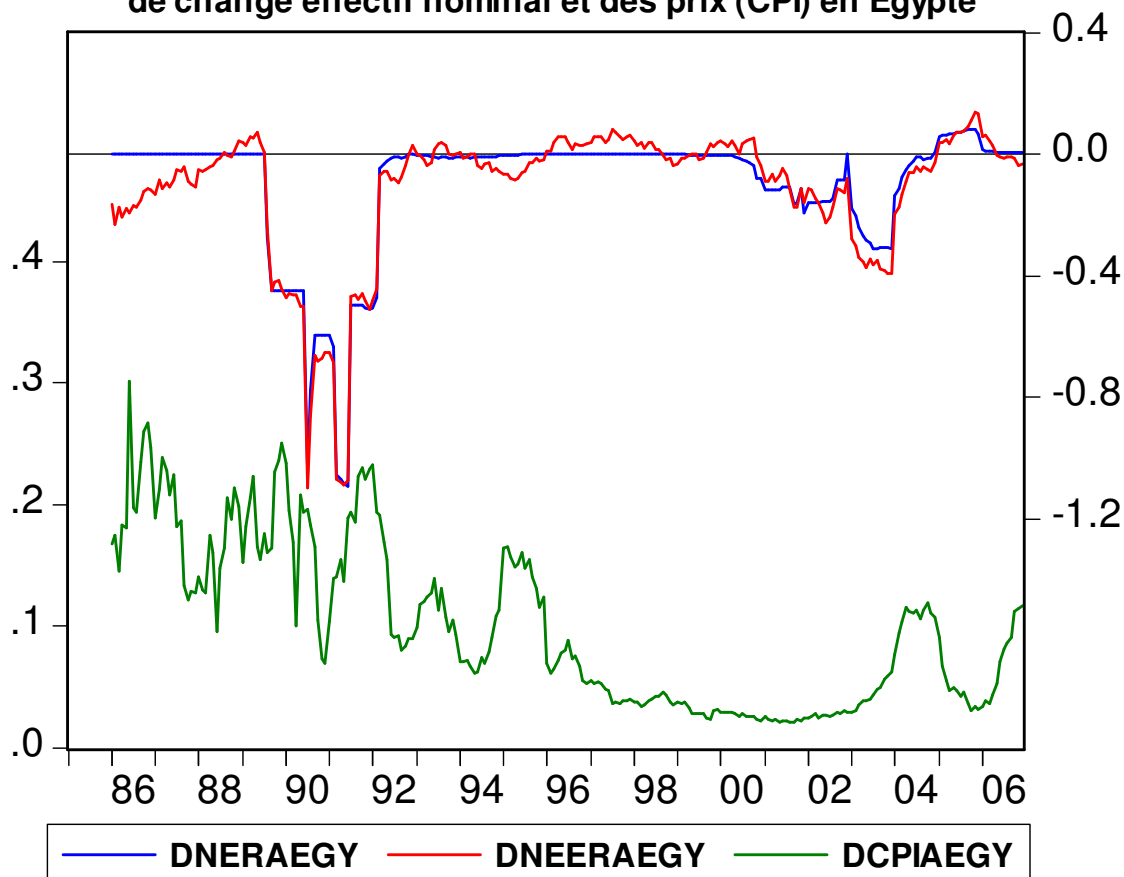


Comme le montre le graphique 27, à la fin des années 80, le TMM et l'inflation varient en sens inverse. Le pic inflationniste de 1989 et sa maîtrise en 1990 concordent respectivement avec une baisse et une hausse du TMM. Au delà, aucune relation de causalité ou de contrôlabilité ne peut être notée entre le taux d'intérêt à court terme et l'inflation en Tunisie. En effet, on note des mouvements de l'inflation alors que le TMM est constant (exemples : en 1995 et entre 2004 et 2006). D'où le taux d'intérêt de court terme n'est pas manipulé par les autorités monétaires en vue d'ajuster l'impact des chocs sur les prix. Ce résultat renforce l'idée qu'en Tunisie, le taux d'intérêt à court terme est bien destiné à la réalisation de l'objectif de stabilisation financière.

En Égypte, l'évolution de l'inflation peut être scindée en deux parties : une inflation fortement volatile entre 1986 et 1995 et une inflation stable entre 1996 et 2006, avec toutefois un retour inflationniste à partir de 2004. Durant la première période, l'Égypte possède l'inflation la plus volatile et la plus persistante du groupe d'Agadir. Dès lors, le taux de change nominal ne contribue pas à l'ajustement des effets inflationnistes des chocs. Ce comportement traduit pleinement l'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD dans le cadre de la politique monétaire.

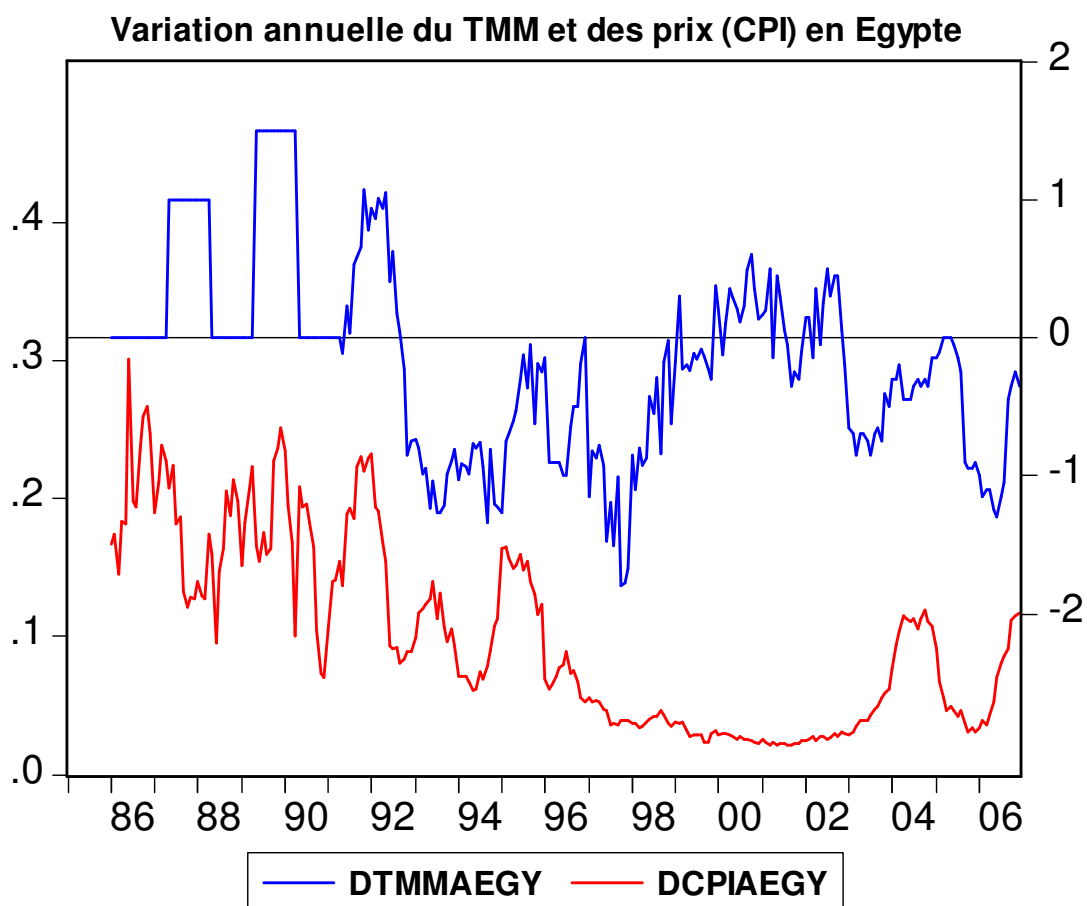
Graphique 28

Variation annuelle du taux de change nominal (1EGP/USD), du taux de change effectif nominal et des prix (CPI) en Égypte



À partir de 1996, l'inflation n'affiche plus aucune volatilité. Elle est parfaitement maîtrisée par les autorités monétaires malgré la poursuite de l'ancrage du taux de change nominal unilatéral. Cette stagflation pourrait être attribuée à l'absorption des effets inflationnistes des chocs soit par le taux de change effectif nominal (voir le graphique 28), soit par le taux d'intérêt à court terme, en tant qu'outil de la politique monétaire. Cette dernière possibilité peut être soutenue dans la mesure où, à partir de 1993, une sensibilité potentielle des prix au taux d'intérêt à court terme est soulignée. Les décroissances du TMM en 1993, 1994 et 2004 correspondent aux pressions inflationnistes notées. De même, la hausse du TMM entre 1999 et 2002 semble obéir à une optique anti-inflationniste : elle s'accompagne par une maîtrise totale de l'inflation (graphique 29).

Graphique 29



Le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix en Égypte entre 1996 et 2006 est mis en exergue. Les autorités monétaires égyptiennes soulignent la dominance du phénomène de l'inflation importée (El-Sakka et Ghali, 2005). En dépit d'une politique monétaire restrictive via le décroissement de l'offre de monnaie, des pressions inflationnistes émergent en réponse à la dépréciation de la monnaie domestique (l'inflation est passée de 2.7% en 2002 à 3.8% en 2003; et a atteint 12% en 2004 et en 2006). Les économistes du FMI (2006 g) affirment que le retour de l'inflation est dû à la transmission retardée de la dépréciation nominale profonde de la monnaie égyptienne en 2003.

Dans le même ordre d'idées, en étudiant les effets des chocs internes et externes, Kia (2004) conclut qu'en Égypte, à court terme, l'offre de monnaie, le taux d'intérêt et le taux de change peuvent influencer l'inflation. En revanche, à long terme, les sources de l'inflation sont liées aux mouvements du taux de change nominal.

En partant de la persistance et de la volatilité de l'inflation, l'approche de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) nous a amenés à aborder la capacité du taux de change à absorber les effets inflationnistes des chocs. Dans ce sens, la notion du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix a été abordée. C'est pourquoi, dans le but de suivre notre fil conducteur de recherche, l'objet de la section suivante est l'étude du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix.

3. Pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix et ajustement des effets inflationnistes des chocs

3.1. Pouvoir de transmission du taux de change nominal : définition et revue de la littérature

Conventionnellement, la littérature existante stipule que le taux de change nominal est pris en considération dans la conduite d'une politique monétaire optimale lorsque ses mouvements affectent les écarts d'inflation ou de production. Cela nous conduit à aborder la notion du pouvoir de transmission du taux de change nominal ou du «Pass-through». Dans le cadre de notre travail, l'accent est mis sur la transmission des mouvements du taux de change aux prix⁹⁸.

Le pouvoir de transmission du taux de change nominal mesure l'effet des fluctuations du taux de change nominal sur les prix à travers les changements des prix des importations. L'indice des prix à la consommation est affecté directement par les variations des prix des importations et indirectement à travers les effets des mouvements du taux de change sur la demande domestique agrégée⁹⁹. Conventionnellement une appréciation de la monnaie domestique engendre une baisse des prix domestiques.

En théorie, le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix est lié à l'orientation de la politique monétaire pratiquée¹⁰⁰. Ainsi, on s'attend à ce que la transmission soit faible dans les pays qui se caractérisent par une maîtrise rigoureuse de

⁹⁸ Dans la mesure où les fluctuations du taux de change entraînent des variations des prix des biens échangeables et non échangeables, le taux de change réel est affecté et une situation de mésalignement peut apparaître, suivie par un effet sur le gap de production.

⁹⁹ Les prix à la consommation peuvent ne pas répondre aux mouvements du taux de change nominal si les variations des prix des importations sont absorbées par le canal de distribution des biens importés (FMI, 2007 f). Par ailleurs, la transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix à la consommation peut être atténuée en raison de la baisse des prix des producteurs étrangers qui désirent maintenir leur part de marché.

¹⁰⁰ Un courant de recherche fondé sur le commerce international {Marazzi et al. (2005) et Bergin et Feenstra (2007)} souligne que la puissance de transmission du taux de change nominal dépend du régime de change adopté par le pays exportateur principal vers l'économie en question. Une hausse des importations provenant du pays pratiquant un régime de change fixe par rapport à la monnaie domestique réduit la transmission du taux de change aux prix. Ce résultats est obtenu à travers deux effets : 1) l'effet direct de la stabilité du taux de change entre la monnaie du pays d'origine des importations et la monnaie domestique, et 2) l'effet indirect via l'ajustement compétitif des autres pays exportateurs. Dans ce sens, Bergin et Feenstra (2007) concluent qu'il est avantageux pour les États-unis d'augmenter leurs importations provenant de Chine en raison du taux de change fixe USD/yuan.

l'inflation à des niveaux bas et par une volatilité réduite du taux de change. Par contre, dans les pays qui tolèrent de fortes volatilités de l'inflation et du taux de change nominal, il est présumé que la transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix est élevée. Le premier cas correspond à une politique monétaire restrictive et le deuxième reflète une politique monétaire expansionniste. Devreux et Yetman (2002) mettent en lumière la nécessité pour la Banque Centrale d'une économie ouverte de tenir compte de l'endogénéité du degré de transmission du taux de change aux prix au moment de concevoir sa politique monétaire.

Dans le but de mettre en évidence la relation entre la transmission des variations du taux de change aux prix et la conduite de la politique monétaire, une illustration théorique simple est présentée.

La règle monétaire suivie par la Banque centrale revêt cette forme :

$$i_t = \theta + \delta \pi_t + \mu_t \quad (1)$$

i_t est le taux d'intérêt nominal, π_t est l'inflation et μ_t est une variation aléatoire du taux d'intérêt qui rend compte de l'incertitude caractérisant la règle monétaire.

La parité des taux d'intérêt non couverte s'écrit comme suit¹⁰¹ :

$$i_t = i_t^* + E_t s_{t+1} - s_t \quad (2)$$

En combinant les équations (1) et (2), nous obtenons la relation suivante :

$$\theta + \delta \pi_t + \mu_t = i_t^* + E_t s_{t+1} - s_t \quad (3)$$

¹⁰¹ Rappelons toutefois que la parité des taux d'intérêt se vérifie dans le cas où les détenteurs nationaux d'actifs peuvent acquérir des actifs libellés en monnaie étrangère et échangeables à l'échelle internationale. Or, à l'exception de l'Égypte, dans le reste du groupe d'Agadir, les restrictions sur les mouvements des capitaux sont maintenues et les monnaies domestiques sont semi-convertibles (concernant la Tunisie, voir chapitre 3 de la deuxième partie).

La relation (3) implique l'égalité entre le taux d'intérêt nominal visé par les autorités monétaires et le taux d'intérêt nominal en vigueur, déterminé par la condition de parité des taux d'intérêt. Elle établit une relation entre l'inflation et les valeurs contemporaines et futures attendues du taux de change nominal.

La revue de la littérature traitant du pouvoir de transmission du taux de change aux prix («pass-through») est particulièrement abondante aussi bien pour les pays industrialisés que pour les économies émergentes {Taylor (2000), Goldfajn et Werlang (2000), Calvo et Mishkin (2003), Campa et Goldberg (2005, 2006 a et 2006 b), Edwards (2006), Ito et Sato (2006), Duma (2008)...}. En outre, un courant de recherche imposant sur le pouvoir de transmission dans les pays du Sud et de l'Est de la Méditerranée (PSEM) et du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord (MENA) s'affirme {Choudhri et Hakura (2001), Choudhri et al. (2002), Kandil et Mirzaie (2003), Boughrara (2007), Al-Mashat (2007), Neaime (2007)...}.

Dans le cadre de notre travail, nous étudions la transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix dans les pays du groupe d'Agadir. Nous abordons cette question non pas dans un contexte de transmission de la politique monétaire, ni dans une optique d'identification des sources de l'inflation, mais sous l'angle du pouvoir d'ajustement des effets des chocs sur les prix du taux de change nominal.

Le reste de cette section est organisé comme suit : en premier lieu, l'approche empirique de la transmission des fluctuations du taux de change nominal aux prix en Tunisie du FMI (2007 f) est présentée. En deuxième lieu, le courant de pensée d'Edwards (2006) est décrit. Enfin, en troisième lieu, nous appliquons la méthode d'Edwards (2006) aux quatre pays d'Agadir, objet de notre étude.

3.2. Modèle d'estimation de la transmission du taux de change nominal aux prix du FMI (2007 f)

Dans le but d'étudier la transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix à la consommation en Tunisie, les économistes du FMI (2007 f) estiment un modèle simple par la méthode des moindres carrés ordinaires. Leur modèle se présente comme suit :

$$\Delta \text{CPI}_t = b_0 + b_1 \Delta \text{CPI}_{t-j} + b_2 \Delta \text{NEER}_{t-k} + b_3 X_t + \varepsilon_t$$

Les variables sont exprimées en fréquence mensuelle et en différence annuelle. CPI_t , CPI_{t-j} et NEER_{t-k} représentent respectivement l'indice des prix à la consommation actuel, l'indice des prix à la consommation passé de j mois et le taux de change effectif nominal passé de k mois. X_t est un vecteur de plusieurs variables de contrôle, incluant notamment l'agrégat monétaire M4 et le changement des prix des biens administrés. ε_t est le terme d'erreur.

Les auteurs calculent la transmission à long terme des mouvements du taux de change nominal aux prix (CPI). Cette dernière est obtenue par la formule suivante :

$$\text{TLT} = -\sum_{j=0}^N b_j / 1 - \sum_{i=1}^M b_i$$

Ils arrivent à la conclusion qu'une dépréciation de 1% du dinar tunisien entraîne une hausse de 0.008% des prix à la consommation. Le processus complet de transmission aux prix à la consommation nécessite 18 mois. À long terme, la transmission des mouvements du taux de change aux prix est estimée à 0.065. Ainsi, une dépréciation de 10% du dinar résulte à long terme en une hausse des prix de 0.65%. Ce pouvoir de transmission passe de 0.65% à 0.93% lorsque les variables de contrôle sont incluses (administration du tiers des prix, agrégat monétaire M4...). Ces résultats sont conformes à ceux de Choudhri et Hakura (2001) concernant la Tunisie. Le faible pouvoir de transmission des fluctuations du taux de change nominal aux prix à la consommation est en accord avec l'idée que la transmission est réduite dans les économies à faibles taux d'inflation, tel que souligné par la littérature.

Par ailleurs, un résultat intéressant ressort de l'étude du FMI (2007 f) : le paramètre estimé de la persistance de l'inflation est autour de 0.88. La persistance de l'inflation en Tunisie confirme nos résultats précédents, obtenus en suivant l'approche de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006).

3.3. Approche d'Edwards (2006)

Nombre d'auteurs préconisent le déclin du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix, résultant essentiellement d'une politique monétaire rigoureuse contre la volatilité de l'inflation, dans la mesure où les pressions inflationnistes émanant de l'étranger s'atténuent¹⁰². Toutefois, cette ligne de pensée exclut l'impact indirect de la transmission du taux de change nominal aux prix sur le taux de change réel.

Edwards (2006) évoque le rôle du taux de change réel. Sachant que le taux de change réel peut être défini comme le rapport des prix des biens non échangeables aux prix des biens échangeables, il est important de distinguer entre la transmission des changements du taux de change nominal aux prix des biens échangeables et la transmission aux prix des biens non échangeables.

Dans la littérature existante, le lien entre le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix et la capacité d'ajustement des effets inflationnistes des chocs du taux de change nominal n'est pas suffisamment mis en évidence (Mishkin, 2000 a). Edwards établit ce lien sur la base du postulat suivant :

Le pouvoir d'absorption des effets inflationnistes des chocs par le taux de change nominal est considéré effectif lorsque la transmission des variations du taux de change nominal aux prix des biens échangeables est forte et que la transmission aux prix des biens non échangeables est faible. Ainsi, pour que le taux de change nominal soit un instrument d'ajustement des effets des chocs, il est indispensable que les variations du taux de change nominal soient transmises au taux de change réel (Edwards et Levy-Yeyati, 2005). Par conséquent, la notion de transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix soulève non seulement la question de l'inflation, mais aussi l'efficacité du taux de change nominal en tant qu'outil d'absorption des effets des chocs.

¹⁰² Campa et Goldberg (2005 et 2006 b) concluent que la transmission des mouvements du taux de change aux prix aurait plutôt augmenté dans de nombreux pays de l'OCDE.

Cette relation repose sur trois hypothèses monétaristes traditionnelles :

1) la loi du prix unique pour les biens échangeables : $E = P_T / P_T^*$

E est le taux de change nominal. Il représente les unités de monnaies domestiques pour une seule unité de monnaie étrangère. P_T et P_T^* sont les prix des biens échangeables domestiques et étrangers.

2) Les prix des biens non échangeables P_N sont gérés par les conditions internes du marché des biens non échangeables.

3) Les salaires sont rigides, ils ne réagissent pas à la dépréciation nominale de la monnaie domestique.

Étant donné que le taux de change réel est défini comme le rapport des prix des biens non échangeables aux prix des biens échangeables (P_N / P_T), et sous les hypothèses précédentes, une appréciation du taux de change nominal E (dépréciation nominale de la monnaie domestique) entraîne une hausse des prix des biens échangeables et donc une dépréciation du taux de change réel (appréciation de la monnaie domestique en termes réels). Dès lors, le taux de change nominal joue un rôle effectif dans l'absorption des effets des chocs.

3.4. Application du modèle d'Edwards (2006) aux pays du groupe d'Agadir

Dans le cadre de notre travail de recherche, l'accent est mis sur les effets des variations anticipées et non anticipées du taux de change nominal dans les pays du groupe d'Agadir. À ce stade, il est important de souligner la distinction entre les deux types de variations. Dans le premier cas, nous étudions le pouvoir de transmission du taux de change nominal et sa capacité d'absorption des effets des chocs. Le taux de change nominal est manipulé par les autorités monétaires. Il s'agit donc de fluctuations du taux de change nominal anticipées et gérées par les autorités monétaires. Elles sont menées dans le but d'être transmises aux prix et de contrecarrer les effets inflationnistes des chocs¹⁰³. En d'autres termes, en accord avec la théorie économique, l'évolution attendue du taux de change nominal s'explique par l'évolution des variables macroéconomiques fondamentales, notamment les prix.

Les pays du groupe d'Agadir ont d'ores et déjà engagé la transition à terme vers une politique monétaire de ciblage de l'inflation¹⁰⁴. Par ailleurs, une forte transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix peut entraver l'implantation d'une politique de ciblage de l'inflation dans les économies émergentes (Boughrara, 2007). La réaction de la Banque Centrale par la hausse du taux d'intérêt à court terme en réponse à l'inflation transmise par les mouvements du taux de change nominal peut se révéler problématique. Ainsi, un faible pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix procure plus de liberté aux autorités monétaires et facilite l'implantation d'une politique de ciblage de l'inflation. Dès lors, l'étude du rôle du taux de change nominal dans les économies émergentes du groupe d'Agadir devient incontournable.

Dans le deuxième cas, les mouvements volatils non anticipés du taux de change nominal traduisent des chocs de change. Il convient donc d'analyser les vulnérabilités et les réponses des variables aux chocs de change. Ce volet sera traité dans le cadre de l'étude empirique.

¹⁰³ Un courant de recherche précise que les mouvements attendus du taux de change nominal sont liés aux comportements et anticipations des agents (par exemple : Kandil et Mirzaie, 2003).

¹⁰⁴ Rappelons que les périodes de transition vers l'implantation effective du ciblage de l'inflation varient au sein du groupe d'Agadir. Elles varient de 1 à 2 ans pour l'Égypte à plus de 5 ans pour la Tunisie (FMI, 2006 b).

Le taux de change nominal constitue un outil performant dans l'absorption des effets inflationnistes des chocs seulement si les mouvements du taux de change nominal sont fortement transmis aux prix des biens échangeables et faiblement transmis aux prix des biens non échangeables. Dans ce contexte, étudier si le taux de change nominal est actif en tant qu'outil d'ajustement des effets des chocs dans les pays du groupe d'Agadir revient à examiner la capacité de transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix domestiques des biens échangeables et non échangeables dans ces pays.

Nous avons consciemment opté pour l'approche d'Edwards (2006) en raison de sa ventilation des prix en prix des biens échangeables et prix des biens non échangeables. Le travail de l'auteur permet d'isoler la sensibilité des prix des biens échangeables aux mouvements du taux de change nominal de celle des prix des biens non échangeables. Cette approche est pertinente dans le sens où la littérature existante s'accorde sur le fait que, dans la mesure où les biens échangeables ont une plus forte teneur en inputs importés, ces biens sont plus réactifs au taux de change nominal {Campa et Goldberg (2006 a) et Bacchetta et van Wincoop (2003)}.

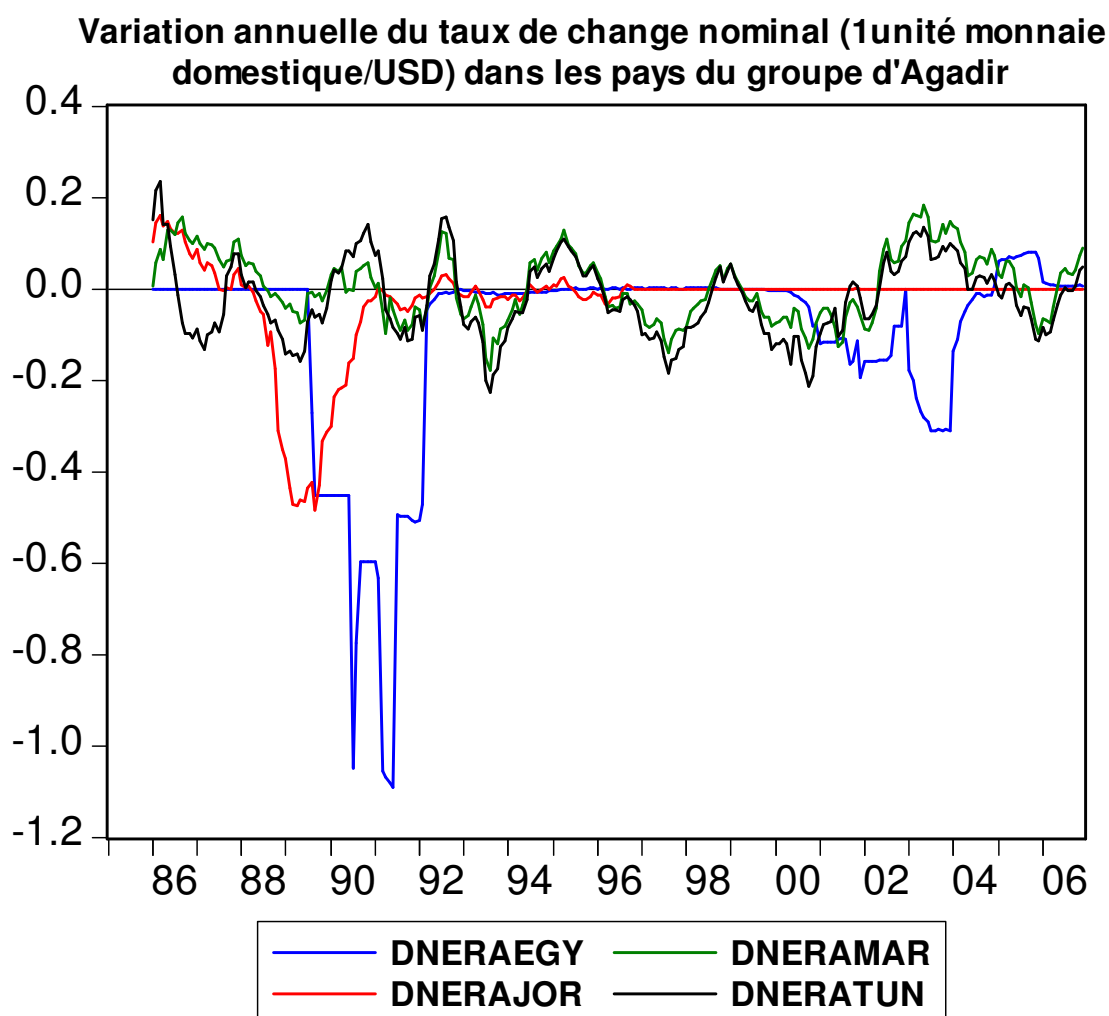
La question de la transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix des biens échangeables et non échangeables dans les pays d'Agadir est difficile à traiter. D'une part, les données sur les prix des biens non échangeables sont rares, en particulier pour les pays émergents.

D'autre part, il est important de noter que dans les pays de l'accord d'Agadir, le taux de change nominal est une variable dont les mouvements ne sont pas tolérés. Il constitue l'ancrage de la politique monétaire en Jordanie depuis 1996, en Égypte jusqu'à la fin de 2002 et, à titre modéré, souple et implicite, en Tunisie jusqu'à la fin de 2004. Ces différents régimes sont résumés dans le tableau 5 (chapitre 1) et sont illustrés par le graphique 30. De plus, dans les pays du groupe d'Agadir, certains prix continuent à être administrés par les autorités monétaires¹⁰⁵. Devreux et Yetman (2002) soulignent que la faible incidence des

¹⁰⁵ L'administration des prix en Tunisie est présentée dans le tableau 11.

variations du taux de change sur les prix est imputable à la rigidité des prix et aux caractéristiques structurelles du commerce international. Par conséquent, la combinaison entre l'ancrage du taux de change nominal et l'administration des prix risque d'affaiblir le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix (Billmeier et Bonato, 2004).

Graphique 30



Dans le but de pallier ces deux difficultés, en premier lieu, en raison de l'absence des données sur les biens échangeables et non échangeables, à l'image d'Edwards (2006), nous avons choisi d'utiliser des variables de substitution («proxies»). L'indice des prix à la consommation (CPI) représente le niveau des prix des biens non échangeables et l'indice des prix à la production (PPI) représente le niveau des prix des biens échangeables. Certes, cette méthode apparaît inhabituelle. Toutefois, contrairement aux pays industrialisés, les prix des services n'existent pas pour les pays émergents. En outre, dans la littérature, plusieurs auteurs tels que Campa et Goldberg (2006 a) et Bacchetta et van Wincoop (2003) ont eu recours à l'approximation des prix des biens non échangeables par le CPI. De même, les économistes du FMI (2005 d) étudient la relation dynamique entre le taux de change nominal et les prix en Égypte, avec un cloisonnement entre l'indice des prix à la consommation (CPI) et l'indice des prix de gros (WPI).

Dans le même ordre d'idées, Ito et Sato (2006) soulignent que dans un contexte où le taux de change nominal joue le rôle d'outil de correction des déséquilibres, la transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix des importations ou aux prix de gros (WPI) est favorable, tandis que celle aux prix à la consommation (CPI) est nuisible. Ce raisonnement rejoint celui d'Edwards (2006), dans la mesure où une forte transmission aux PPI et une faible transmission au CPI implique que le taux de change agit en tant qu'instrument d'absorption des effets des chocs, notamment sur les prix.

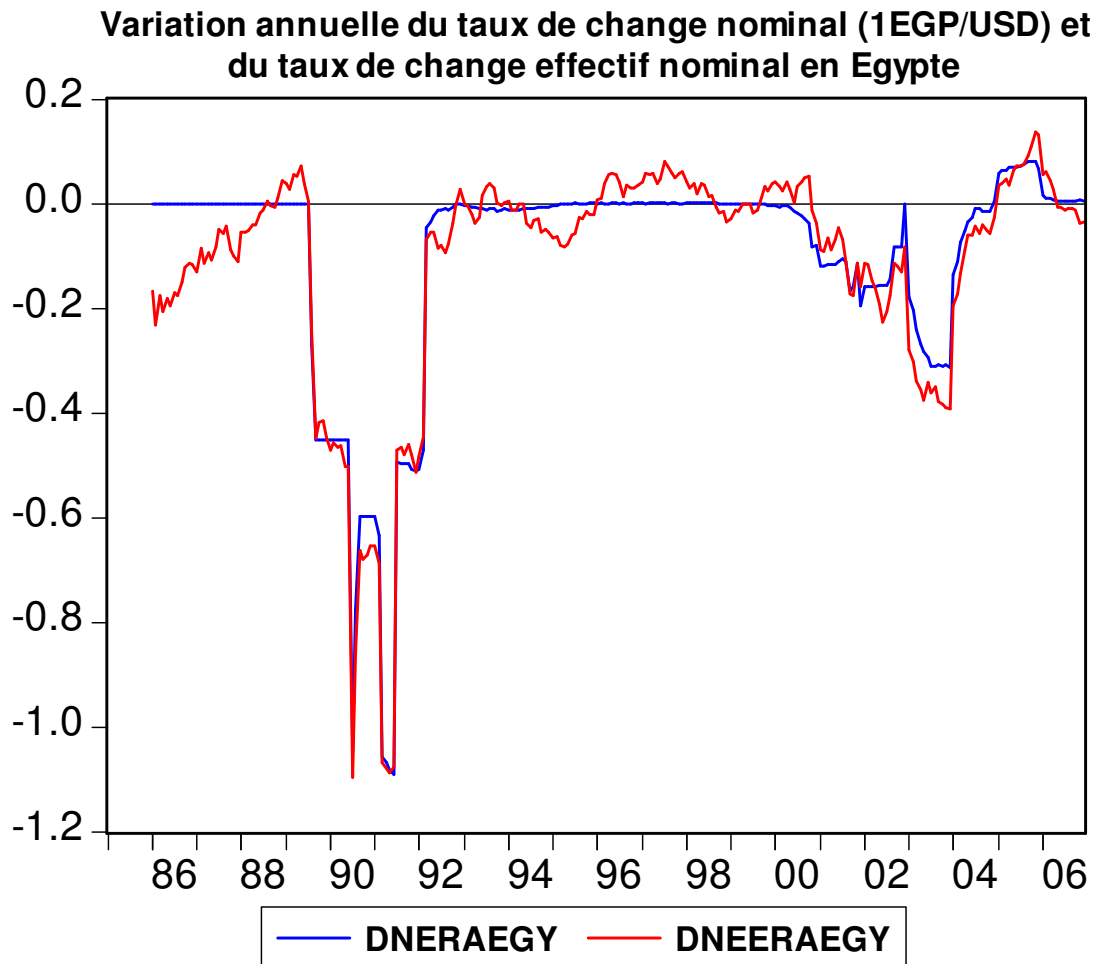
Dans la section précédente, en suivant l'approche de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), nous avons formulé des conclusions quant au pouvoir du taux de change nominal à absorber les effets inflationnistes des chocs. Néanmoins, ces conclusions s'appuient sur une relation entre le taux de change nominal et l'inflation basée sur le CPI. Or, dans la littérature existante, il est présumé que le pouvoir de transmission du taux de change nominal à l'indice des prix des importations et au PPI est plus fort qu'au CPI. C'est pourquoi, l'approche d'Edwards nous paraît appropriée dans le sens où elle permet de prolonger et de compléter le courant de recherche entamé par l'approche de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006).

En deuxième lieu, compte tenu de la dominance de l'ancrage du taux de change nominal unilatéral (par rapport au USD) dans le groupe d'Agadir, nous avons opté pour un taux de change nominal multilatéral dont les mouvements sont plus volatils : le taux de change effectif nominal (voir les écarts-types dans le tableau 8). Dans le même ordre d'idées, Al-Mashat et Billmeier (2007) concluent qu'en Égypte, à l'opposé du taux de change nominal unilatéral par rapport au USD, le taux de change effectif nominal amplifie le pouvoir de transmission d'un choc de politique monétaire aux prix. Ces auteurs expliquent le faible pouvoir de transmission du taux de change nominal unilatéral par l'ancrage *de facto* de la livre égyptienne au dollar. Neaime (2007) a étudié les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les pays du MENA (Moyen-Orient et Afrique du Nord) à l'aide de modèles SVAR. Toutefois, étant donné que l'auteur a choisi la variable taux de change nominal unilatéral par rapport au dollar, il trouve qu'en Jordanie, la réponse des prix aux mouvements du taux de change nominal n'est pas significative. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où la politique monétaire de la Jordanie repose sur l'ancrage ferme du taux de change nominal par rapport au dollar.

Par ailleurs, certains économistes soulignent que dans le but de mesurer la dévaluation de la monnaie des pays en voie de développement, le taux de change en termes effectifs est plus approprié que le taux de change unilatéral {Rana et Dowling (1985) et Bahmani-Oskooee et Malixi (1992)}.

Une analyse comparative entre le taux de change nominal unilatéral (par rapport au USD) et le taux de change effectif nominal des pays membres du groupe d'Agadir est corroborée par les graphiques suivants (graphiques 31 à 34).

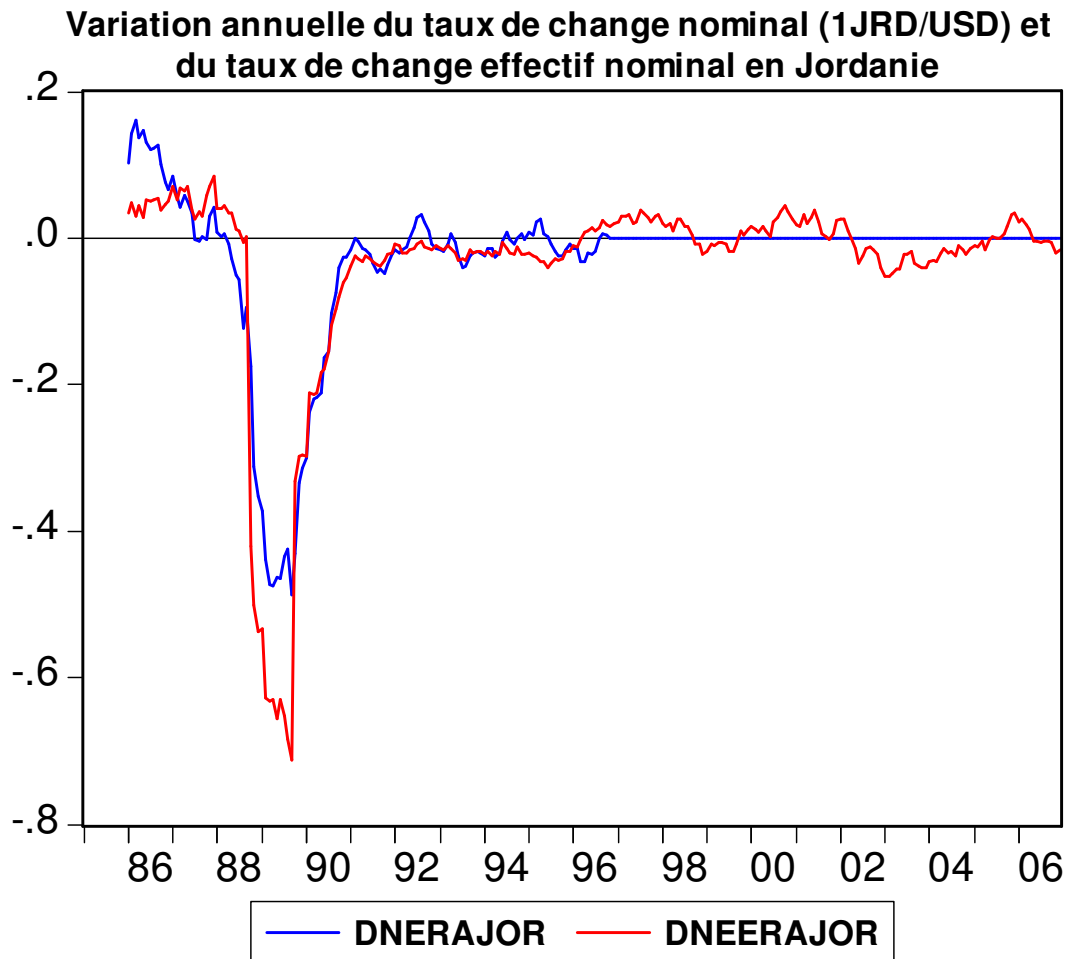
Graphique 31



En Égypte, jusqu'à fin 2002, la cible intermédiaire de la politique monétaire était le taux de change nominal unilatéral par rapport au dollar (USD). En revanche, nous pouvons constater une volatilité du taux de change nominal en termes effectifs, avec un accroissement notable depuis 2001. À partir de 2003, année officielle de l'introduction du flottement libre, la politique monétaire *de jure* cible des agrégats monétaires (FMI, 2004 d et 2005 a). Toutefois, nous remarquons un retour à l'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD dès 2004, confirmé par la classification du FMI (2006 d)¹⁰⁶.

¹⁰⁶ Rappelons que, depuis la rupture de l'ancrage du taux de change nominal en 2003, la classification du régime de politique monétaire de l'Égypte est controversée (voir la classification des politiques monétaires des pays du groupe d'Agadir, chapitre 1).

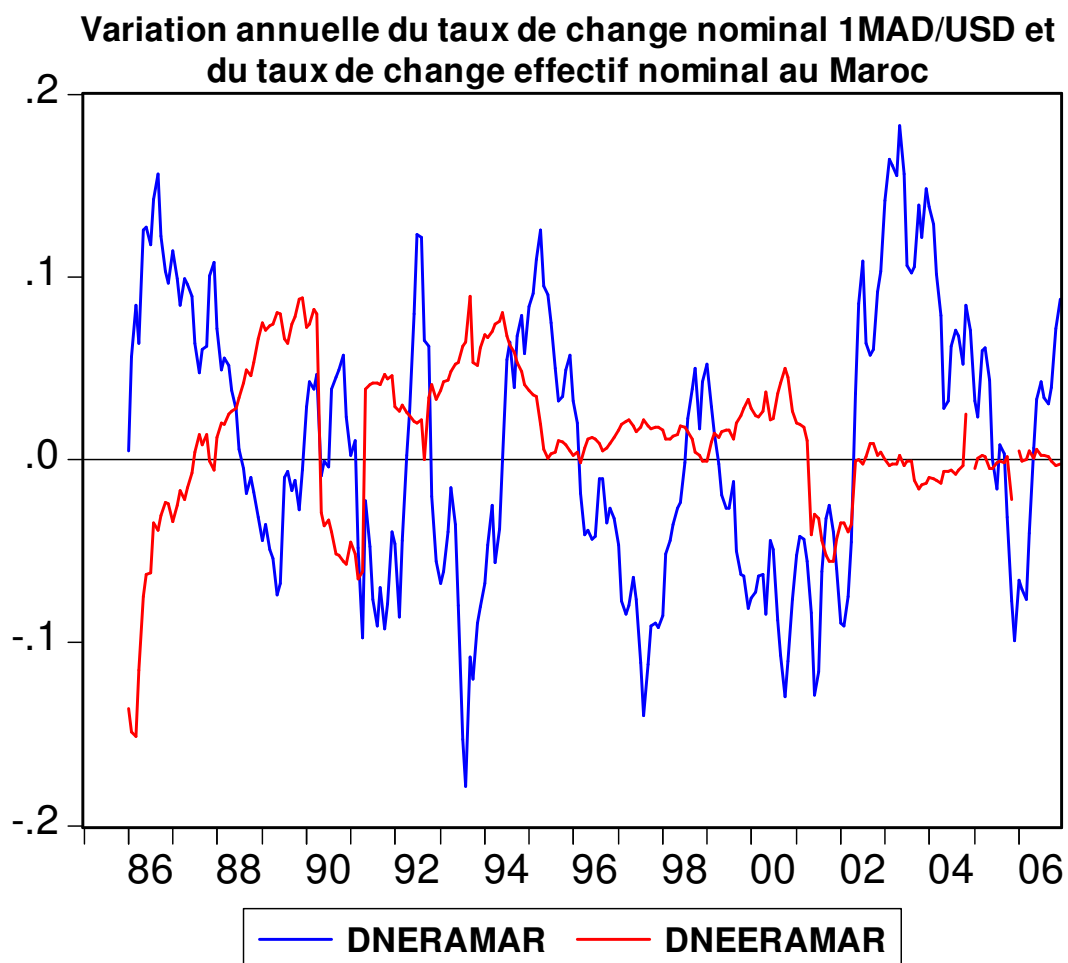
Graphique 32



Il semblerait que durant toute la période de notre étude 1986-2006, implicitement ou explicitement, la politique monétaire jordanienne repose sur l'ancrage du taux de change nominal unilatéral par rapport au USD. L'évolution de l'ancrage nominal intermédiaire de la politique monétaire en Jordanie montre que durant la période 1986-1995, bien que le régime monétaire officiel soit l'ancrage de la masse monétaire, parallèlement au ciblage implicite du taux de change par rapport à un panier monétaire, le taux de change effectif nominal affiche une volatilité modérée, voire de même ampleur que celle du taux de change nominal par rapport au USD (supposé flotter avec plus de flexibilité). Il apparaît donc que l'ancrage du taux de change effectif nominal n'était pas ferme. À partir de 1996, la tendance est inversée : suite à l'adoption du ciblage intermédiaire du taux de change

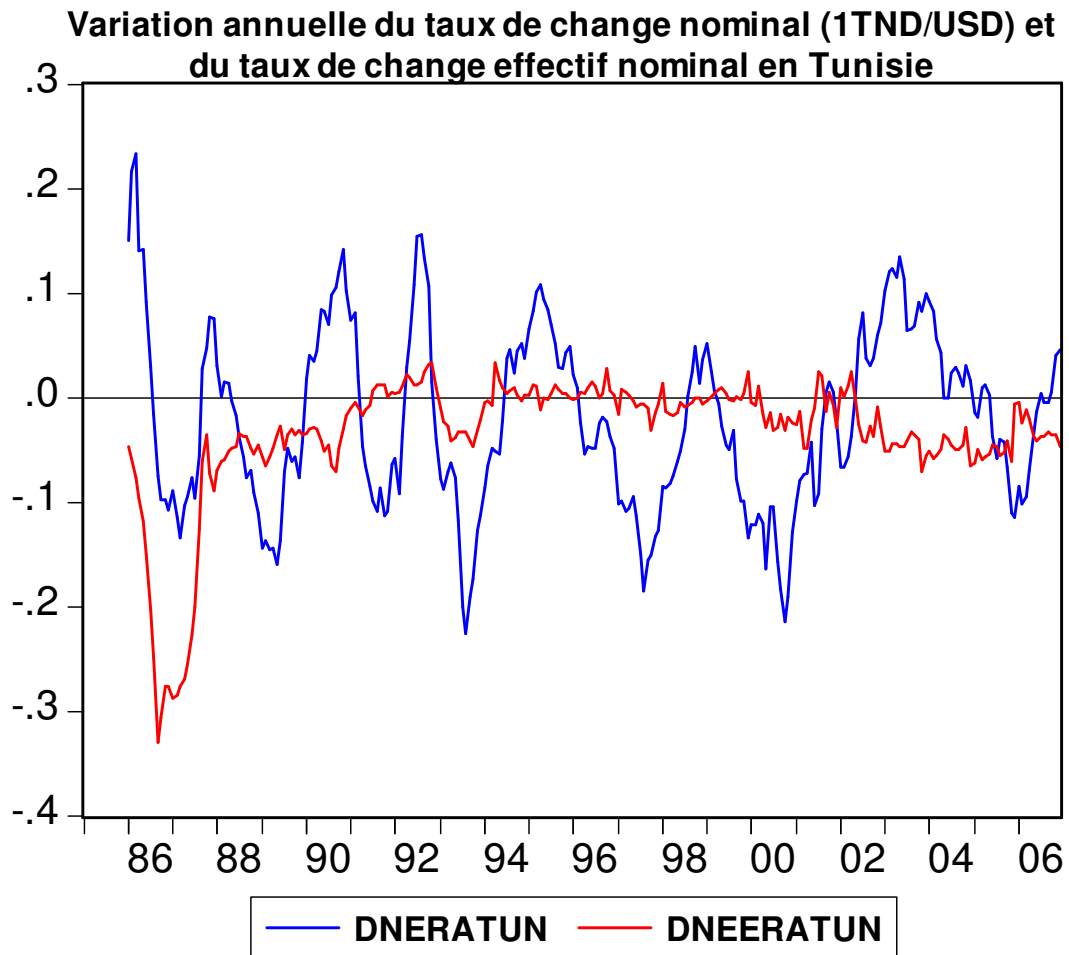
nominal unilatéral par rapport au USD, on assiste à un ancrage ferme et clair de la nouvelle cible intermédiaire. Le taux de change nominal est solidement ancré au dollar et affiche une stabilité parfaite, alors que la volatilité du taux de change effectif nominal s'accroît.

Graphique 33



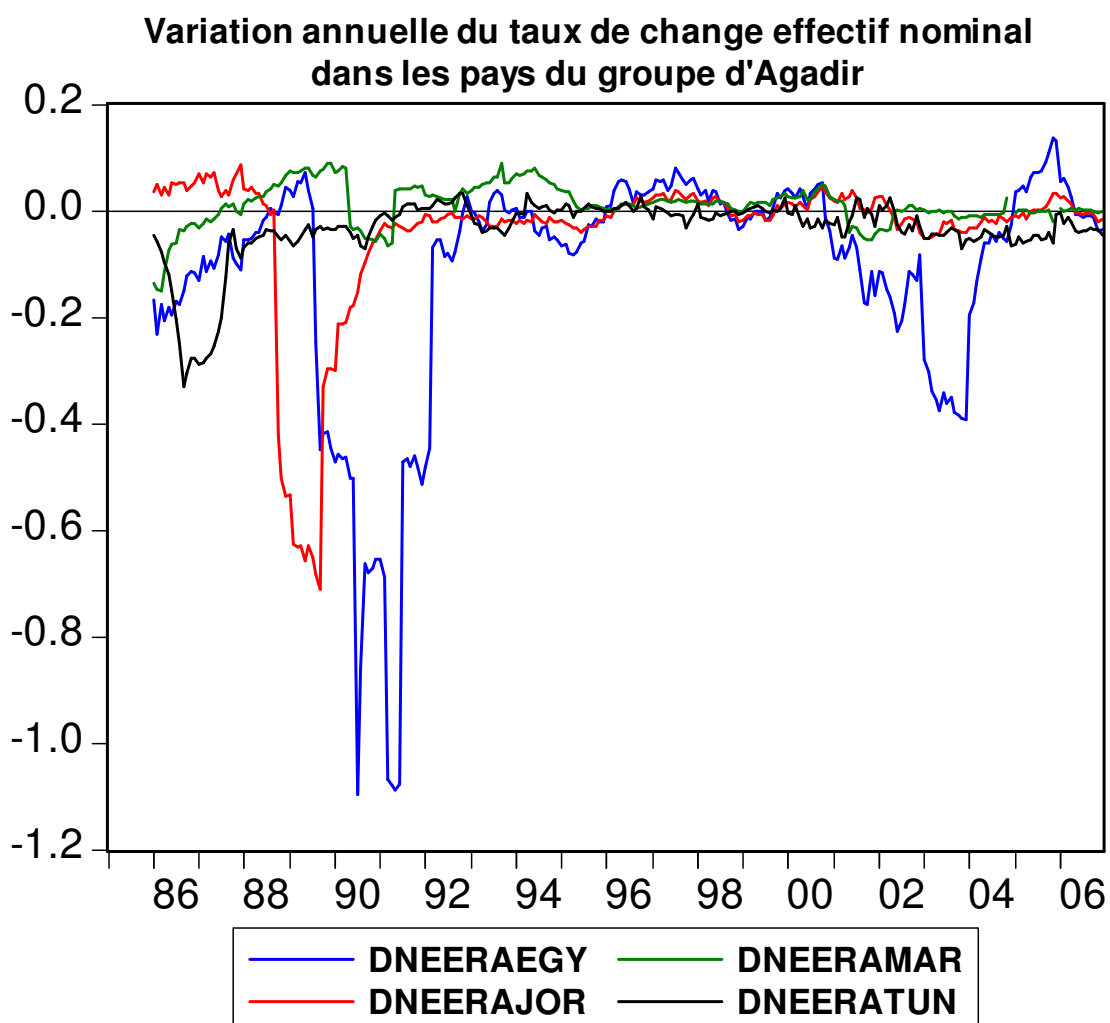
Au Maroc, en accord avec la politique monétaire officielle d'ancrage du taux de change par rapport à un panier monétaire, le taux de change effectif nominal est maintenu stable, notamment à partir de 1995, avec certains ajustements ponctuels. En revanche, le taux de change nominal par rapport au USD fluctue librement.

Graphique 34



En Tunisie, le taux de change nominal par rapport au USD varie plus librement que le taux de change effectif nominal. Parallèlement au ciblage de l'agrégat monétaire M2, le taux de change effectif nominal est l'objet d'un semi-ancrage souple et modéré. Il affiche une volatilité maîtrisée. Toutefois, on observe un relâchement de l'ancrage du taux de change effectif nominal à partir de 2000. Cet assouplissement résulte de l'abandon de la règle de stabilisation du taux de change effectif réel dans le cadre d'une optique de transition progressive vers un régime de change plus flexible.

Graphique 35



Le taux de change effectif nominal (NEER) est une variable qui fluctue en Égypte et en Jordanie (officiellement à partir de 1996). En Tunisie, les mouvements du taux de change effectif nominal sont gérés, à titre souple et modéré, avec un relâchement marqué à partir de 2000¹⁰⁷. Au Maroc, le taux de change effectif nominal affiche une certaine volatilité jusqu'en 1995. Par la suite, en raison d'une pratique plus rigoureuse de l'ancrage exclusif

¹⁰⁷ En Tunisie, l'ancrage souple et maîtrisé est exercé sur un taux de change nominal multilatéral. Le FMI (2004 d) affirme que le rattachement du taux de change nominal est un taux multilatéral dont les pondérations sont périodiquement ajustées en fonction des différentiels d'inflation avec les pays partenaires et concurrents, ainsi qu'en fonction d'autres variables confidentielles. Dans le cadre de notre travail, nous supposons que le taux de change multilatéral d'ancrage est proche du taux de change effectif nominal.

du taux de change nominal par rapport à un panier monétaire, le taux de change effectif nominal est maintenu quasi-stable¹⁰⁸.

L'impact des fluctuations du taux de change nominal sur les prix des biens échangeables et non échangeables peut être modélisé par des VAR structurels (SVAR). Toutefois, ces modèles nécessitent l'imposition de restrictions de court terme et de long terme sur les effets des variations du taux de change nominal sur les prix. Cette étape repose sur des relations complexes entre les variables, confirmées par la théorie économique. C'est pourquoi, bon nombre de chercheurs utilisent la méthode des doubles moindres carrés («Two Stage Least Squares»). C'est également une des techniques choisies afin de répondre à notre question de recherche.

L'équation à estimer par la technique des doubles moindres carrés (ou MCO à deux niveaux) est la suivante :

$$\Delta P_t = b_0 + b_1 \Delta E_t + b_2 P^* + b_3 \Delta P_{tP} + \omega_t$$

P_t représente respectivement les prix des biens non échangeables et les prix des biens échangeables. Ils sont remplacés par l'indice des prix à la consommation (CPI) pour les prix des biens non échangeables et l'indice des prix à la production (PPI) pour les prix des biens échangeables. Ainsi, pour chaque pays du groupe d'Agadir, deux équations sont estimées. Dans la première estimation, la variable endogène est la variation des prix des biens non échangeables (Δ CPI). Dans la seconde, c'est la variation des prix des biens échangeables (Δ PPI).

E_t est le taux de change effectif nominal (NEER). Les Statistiques Financières Internationales du FMI ne fournissent pas de NEER pour l'Égypte et la Jordanie. Ces variables sont construites par nos propres moyens sur la base des poids des échanges

¹⁰⁸ Certes les mouvements du taux de change effectif nominal ne sont pas tolérés au Maroc. Cependant, les autorités monétaires peuvent décider de certains ajustements en réponse aux chocs, exemple : la dépréciation du MAD en termes nominaux effectifs de plus de 5% en 1991.

commerciaux¹⁰⁹. En ce qui concerne la Tunisie et le Maroc, le NEER provient directement du CD-ROM du FMI «Statistiques Financières Internationales».

P^* est l'indice des prix étrangers. Il s'agit spécifiquement des indices CPI et PPI américains, obtenus du CD-ROM du FMI «Statistiques Financières Internationales».

P_{t-p} représente la variable prix retardée de p mois. Sur la base des critères Akaike et FPE («final prediction error»), le retard p (en mois) est respectivement fixé à 3, 5, 6 et 3 pour l'Égypte, la Jordanie, le Maroc et la Tunisie.

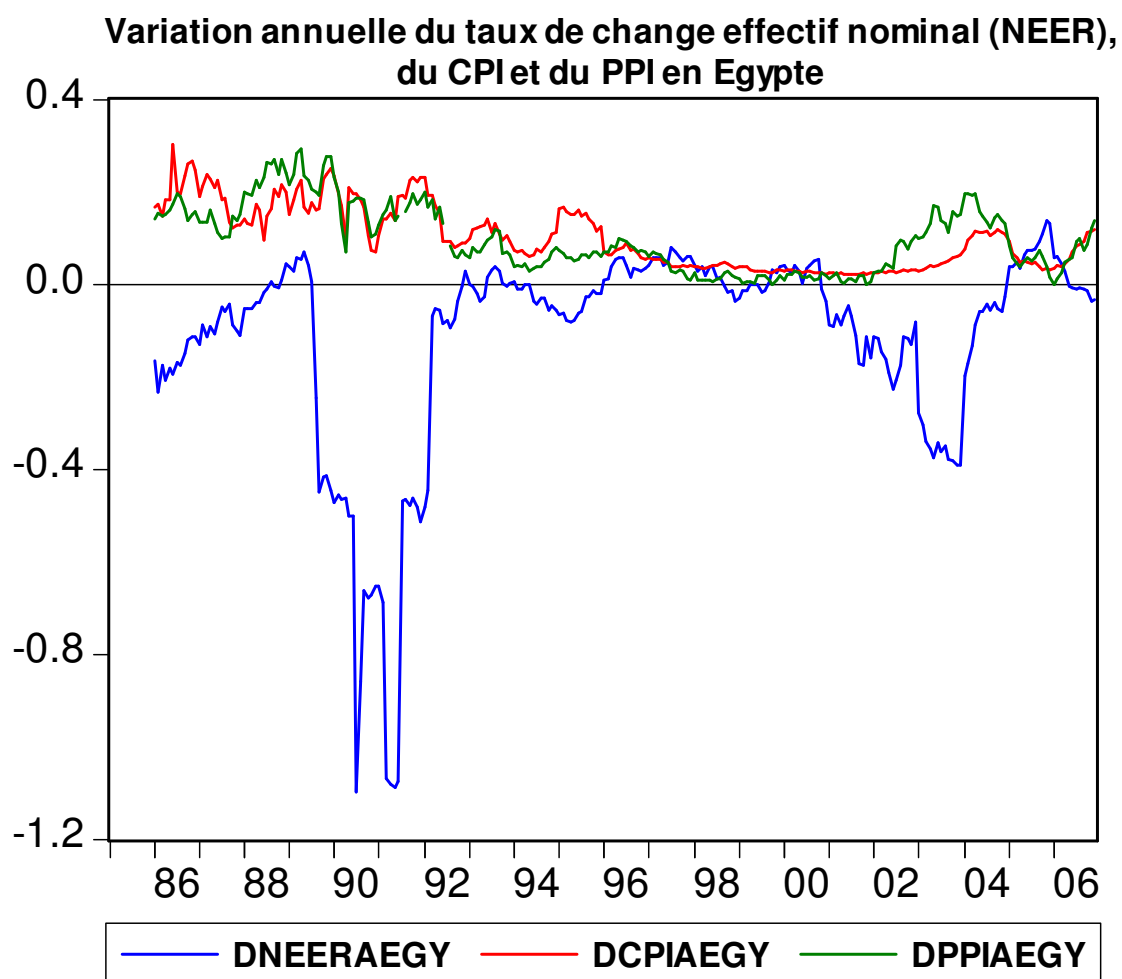
Les données sont mensuelles et couvrent la période allant de 1986:1 à 2006:12. Les variables sont exprimées en LOG et sont considérées en différence annuelle¹¹⁰. Elles sont présentées sur les graphiques suivants (graphiques 36 à 39).

Dans la mesure où la variable dépendante retardée est une variable explicative dans le modèle, les estimations par la méthode des doubles moindres carrés peuvent être biaisées en raison d'une corrélation des erreurs. Dans ce cas, le test de Durbin-Watson n'est pas approprié pour détecter la présence de ces corrélations. C'est pourquoi, le test des corrélations des séries de Breusch-Godfrey est appliqué. Ce test confirme l'existence de corrélations des erreurs. Par conséquent, l'estimation est menée par la technique SURE («seemingly unrelated regressions estimation»).

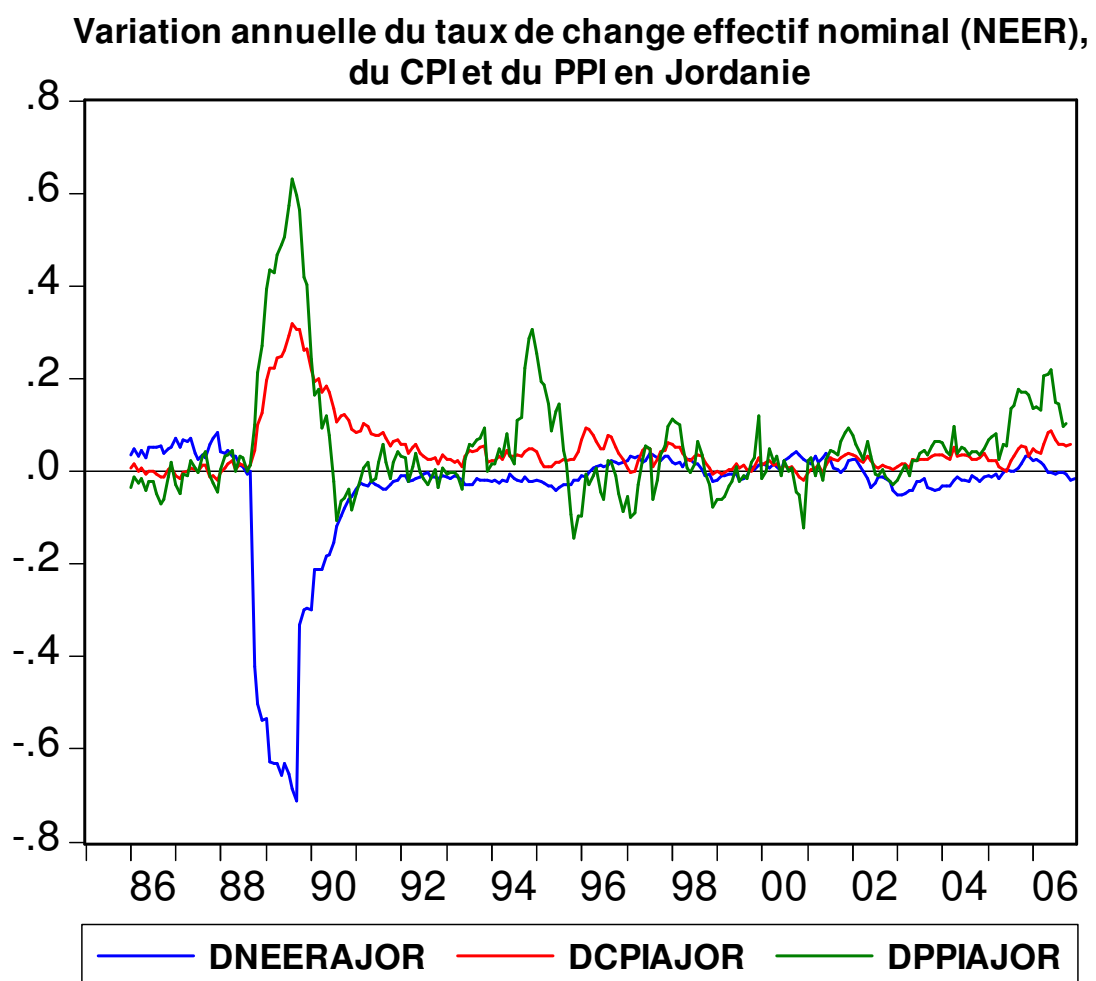
¹⁰⁹ La conformité des séries a été vérifiée sur la base des séries contenues dans les travaux du FMI (2005 b et 2007 b).

¹¹⁰ Dans le but de mieux capter la dynamique des prix, la différence première annuelle des variables est calculée avec un écart de 12 mois.

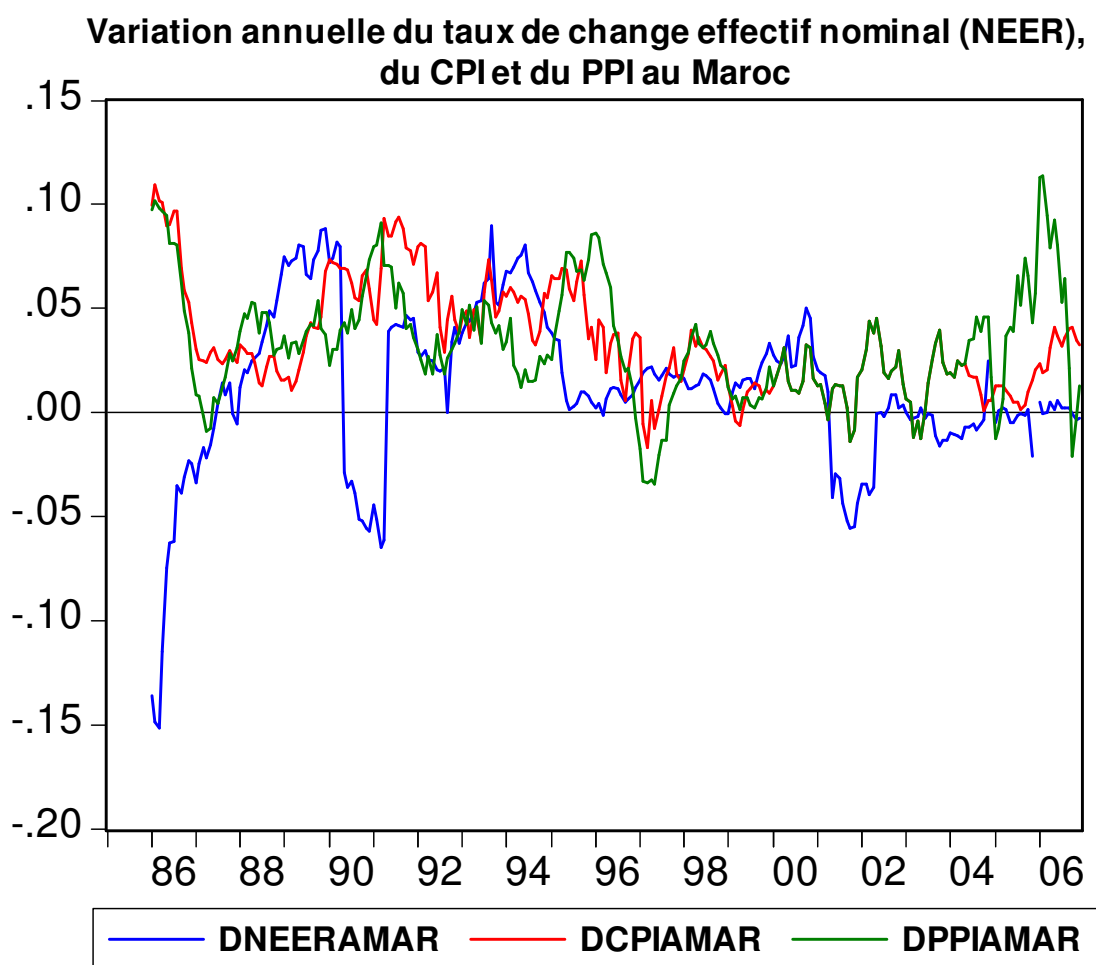
Graphique 36



Graphique 37



Graphique 38



Graphique 39

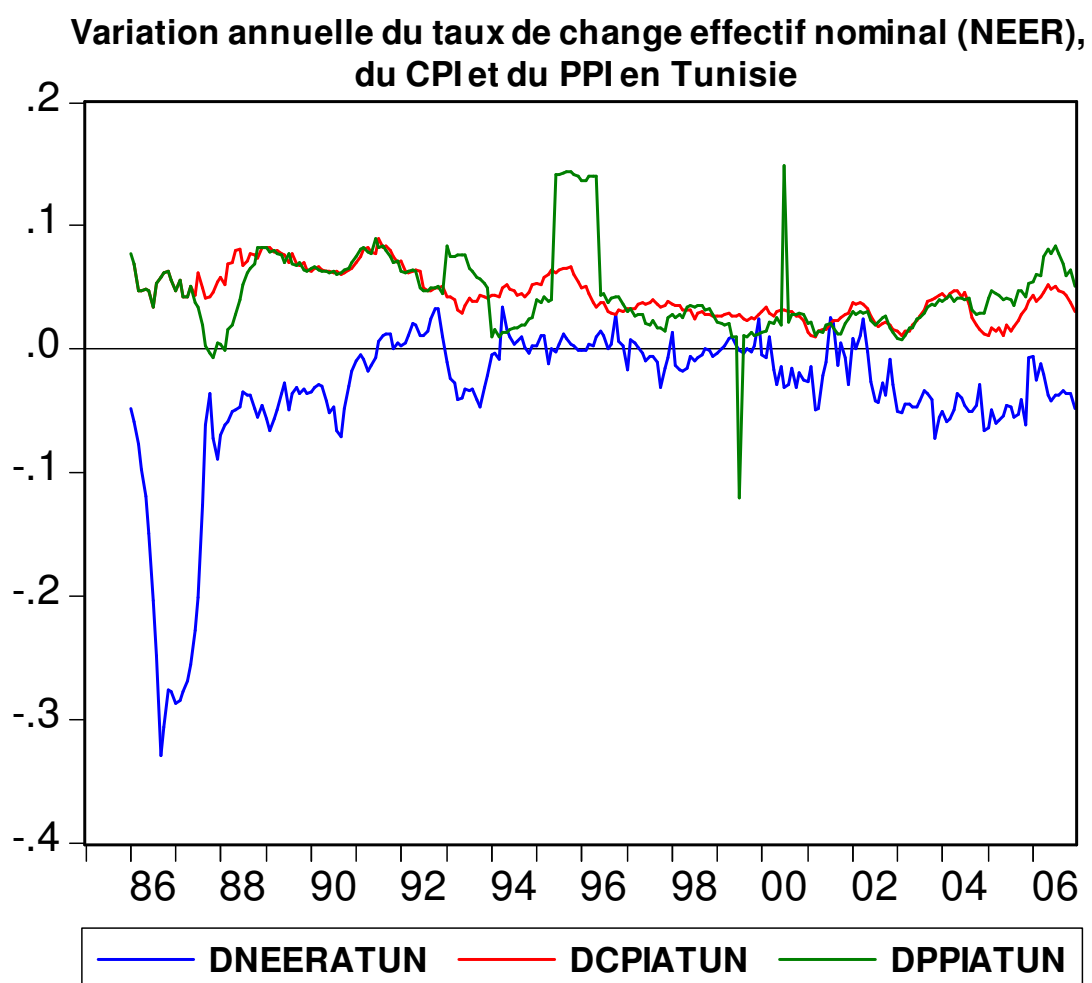


Tableau 12. Résultats de l'estimation par la technique SURE de la transmission du taux de change nominal aux prix

	Égypte		Jordanie		Maroc		Tunisie	
	DCPI	DPPI	DCPI	DPPI	DCPI	DPPI	DCPI	DPPI
C	0.0189*** (3.0429) (0.0062)	0.0104*** (2.8994) (0.0036)	0.0068* (1.6002) (0.0042)	0.0169*** (2.9096) (0.0058)	0.0014 (0.4186) (0.0035)	0.0173*** (6.3049) (0.0027)	0.0005 (0.3311) (0.0016)	0.0122*** (4.2567) (0.0028)
DNEER	-0.0396*** (4.0123) (0.0098)	-0.0334*** (3.2789) (0.0102)	-0.2508*** (21.7036) (0.10115)	-0.5423*** (13.4496) (0.0403)	0.1128*** (3.3179) (0.0342)	-0.0619* (1.3183) (0.0469)	-0.0098 (1.1807) (0.0083)	0.0016 (0.0652) (0.0244)
DPUSD	-0.3147* (1.4305) (0.2216)	0.0364 (0.5105) (0.0713)	0.2689* (1.7886) (0.1503)	0.0610 (0.3944) (0.1548)	0.3044*** (2.8805) (0.1056)	0.1247*** (2.4447) (0.0510)	0.1874*** (3.4619) (0.0541)	0.0827* (1.7207) (0.0481)
DP_{tP}	0.8518*** (25.3939) (0.0335)	0.8423*** (25.8087) (0.0326)	0.4751*** (17.5072) (0.02714)	0.2955*** (6.6004) (0.0447)	0.5992*** (13.9803) (0.0428)	0.3665*** (6.5132) (0.0562)	0.8477*** (27.6726) (0.0306)	0.6948*** (15.2987) (0.0454)
R² Ajusté	0.7737	0.7907	0.8858	0.6592	0.5645	0.4475	0.8221	0.4868
Durbin-Watson	1.8232	1.9287	2.0058	2.0373	1.9102	1.7317	1.7922	1.8318

La valeur entre parenthèses de la première ligne correspond à la statistique t en valeur absolue. Celle de la deuxième ligne représente l'écart type. *, **, *** indiquent des niveaux de confiance de 1%, 5% et 10%. Jusqu'à 20%, nous considérons l'estimation significative.

Le tableau 12 résume les résultats des régressions. La transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix des biens non échangeables est négative dans le groupe d'Agadir, à l'exception du Maroc¹¹¹. Elle est significative pour l'Égypte, la Jordanie et le Maroc avec le coefficient de transmission le plus élevé en Jordanie (-0.2508). Devreux et Yetman (2002) ont trouvé un coefficient de transmission au CPI identique pour la Jordanie¹¹². Ce résultat a plusieurs explications potentielles. En premier lieu, la transmission aux prix des biens non échangeables (CPI) est plus importante dans les pays qui ont connu des épisodes d'inflation élevée {Taylor (2000), Devreux et Yetman (2002) et Edwards (2006)}. À ce titre, comparés à la Tunisie et au Maroc, la Jordanie affiche des taux d'inflation importants notamment entre 1988 et 1996, avec un pic inflationniste de 32% en 1989 (voir graphique 40). En deuxième lieu, dans le groupe d'Agadir, la Jordanie se caractérise par une contribution dominante des services dans le PIB (voir tableau 4, chapitre 1). En troisième lieu, en accord avec Belaisch (2003), la transmission des mouvements du taux de change nominal au CPI dépend du degré d'ouverture de l'économie. Or, au sein du groupe d'Agadir, la Jordanie est le pays le plus ouvert (tableau 2, chapitre 1).

Notre résultat concluant l'inexistence d'un pouvoir de transmission significatif des fluctuations du taux de change nominal aux prix à la consommation (CPI) en Tunisie concorde avec les travaux empiriques. À cet effet, en étudiant un large échantillon de pays, Choudhri et Hakura (2001) montrent que la transmission du taux de change aux prix est incomplète, y inclut en Tunisie. Devreux et Yetman (2002) notent qu'en Tunisie, la transmission des variations du taux de change au CPI est dérisoire et statistiquement non significative. Dans le même ordre d'idées, Goldfajn et Werlang (2000) trouvent que pour un échantillon de pays émergents, contenant la Tunisie, le pouvoir de transmission du taux de change aux prix dépend essentiellement du mésalignement du taux de change réel. Or, en Tunisie, il n'y a pas d'évidence d'un mésalignement important {Fanizza et al. (2002), FMI (2004 b, 2006 c et 2007 d)}. Aussi, les économistes du FMI (2007 f) trouvent une transmission significative, mais faible, des mouvements du taux de change nominal aux prix à la consommation. Certes,

¹¹¹ A priori, nos résultats semblent de signe opposé à ceux d'Edwards (2006). Toutefois, en réalité le sens est le même, dans la mesure où l'auteur utilise le taux de change effectif nominal dont la hausse implique une dépréciation de la monnaie domestique, tandis que dans notre étude une appréciation du taux de change effectif nominal revient à une appréciation de la monnaie domestique.

¹¹² Toutefois, dans leur estimation, Devreux et Yetman (2002) utilisent la variable explicative taux de change nominal avec un retard d'un an.

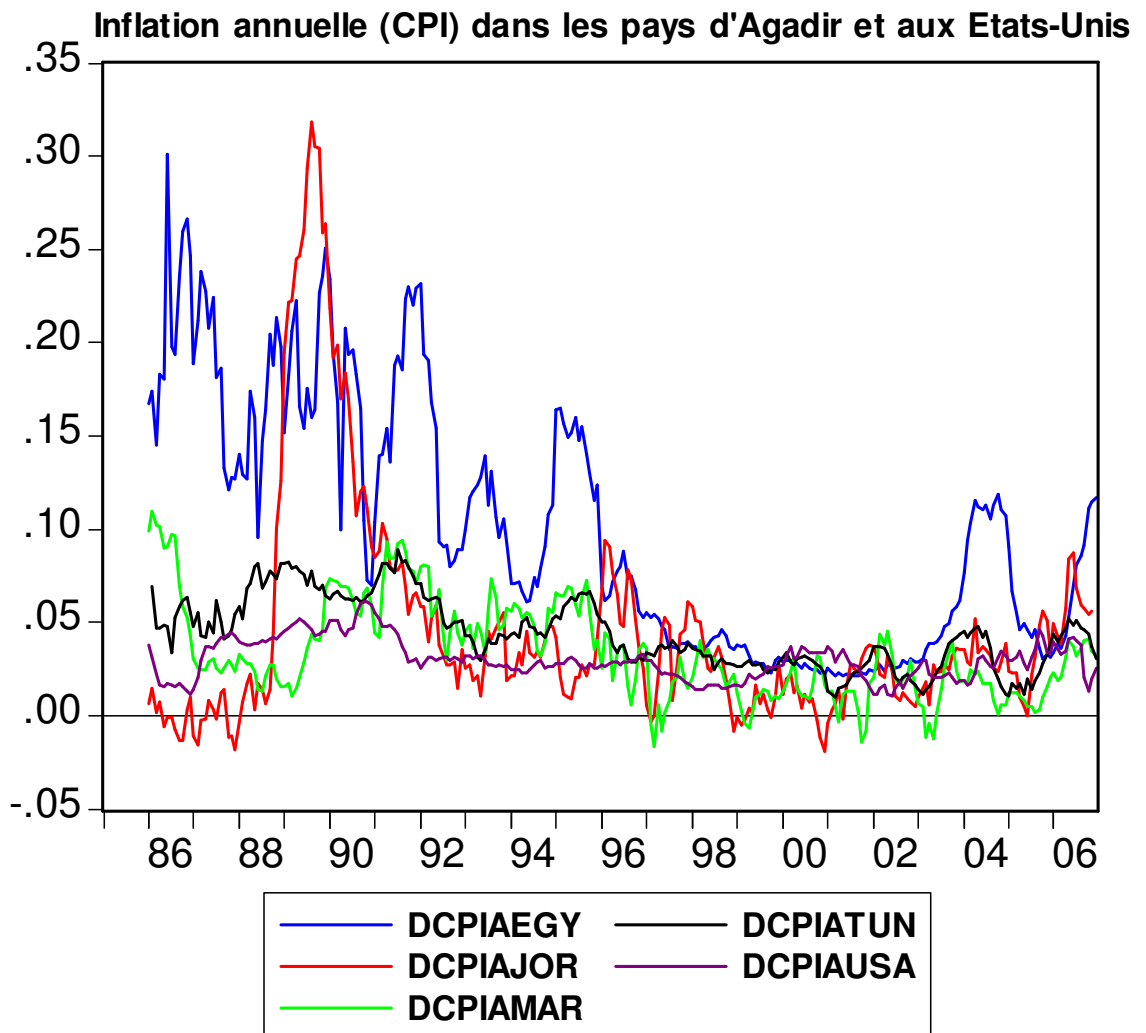
nous concluons que la transmission au CPI en Tunisie est non significative. Cependant, notre paramètre estimé est très proche de celui trouvé par les économistes du FMI (2007 f), à savoir qu'une dépréciation de 1% du dinar est faiblement transmise aux CPI à raison d'une hausse de 0.008%.

La transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix des biens échangeables est également négative dans tout le groupe. Uniquement pour la Tunisie, le coefficient estimé du taux de change nominal n'est pas significativement différent de 0. En d'autres termes, excepté en Tunisie, une appréciation nominale de la monnaie domestique entraîne une baisse des prix des biens échangeables en Jordanie, au Maroc et en Égypte.

Le faible degré de transmission du taux de change nominal aux prix des biens échangeables et non échangeables en Égypte a également été constaté par les économistes du FMI (2005 d). Ils concluent que la transmission du taux de change nominal au CPI et à l'indice des prix de gros (WPI) est très lente (entre 6 et 24 mois), et que seule la transmission au WPI est statistiquement significative. Les auteurs expliquent ce résultat par l'administration d'une part importante des prix inclus dans le CPI. Al-Mashat et Billmeier (2007) mettent en exergue un pouvoir de transmission important du taux de change nominal au WPI avec un décalage de 12 mois. Après un an, les chocs de change expliquent la variance du WPI. Par ailleurs, paradoxalement, un autre courant de recherche soutient que la dépréciation nominale profonde de la livre égyptienne entre 2003 et 2004 (une dépréciation cumulée de 32%) a été fortement transmise au CPI mais avec un retard de 24 mois, ce qui explique la forte inflation persistante basée sur le CPI de 2004 (autour de 12%) {FMI (2006 g) et Al-Mashat et Billmeier (2007)}.

La Jordanie se démarque du groupe par une forte transmission du taux de change nominal aux prix des biens échangeables (-0.5423). Cette relation est confirmée par le graphique 37. Ce graphique illustre une forte corrélation négative entre la variation du taux de change effectif nominal et les prix des biens échangeables (évolution symétrique à effet miroir).

Graphique 40



En termes d'efficacité du taux de change nominal (NEER) dans l'absorption des effets inflationnistes des chocs, aucune conclusion ne peut être tirée en ce qui concerne le Maroc et l'Égypte. En effet, aucun de ces deux pays ne montre (en valeur absolue) une faible transmission du taux de change aux prix des biens non échangeables et une forte transmission aux prix des biens échangeables. Au lieu de cela, en Égypte, la transmission des fluctuations du taux de change nominal est faible aussi bien au CPI qu'au PPI. La faiblesse de la transmission du taux de change nominal aux prix en Égypte n'est pas surprenante. Un courant imposant de recherche souligne un déclin de la capacité de transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix domestiques (Sekine, 2006). Au Maroc, les résultats sont contraires aux hypothèses

théoriques : la transmission est forte aux prix des biens non échangeables et faible aux prix des biens échangeables.

En Tunisie, il n'y a pas d'évidence d'une transmission statistiquement significative des mouvements du taux de change nominal aux prix des biens échangeables ou non échangeables. Cela implique l'absence de réactivité du CPI et du PPI aux fluctuations du taux de change nominal. Par conséquent, les mouvements du taux de change nominal ne sont pas transmis au taux de change réel¹¹³. Dès lors, le taux de change nominal n'est pas un instrument effectif dans l'ajustement des effets des chocs, notamment sur les prix. Ce résultat atteste à première vue l'importance que revêt la rigidité des prix pour la détermination du degré de transmission. Cette rigidité est due à deux facteurs potentiels:

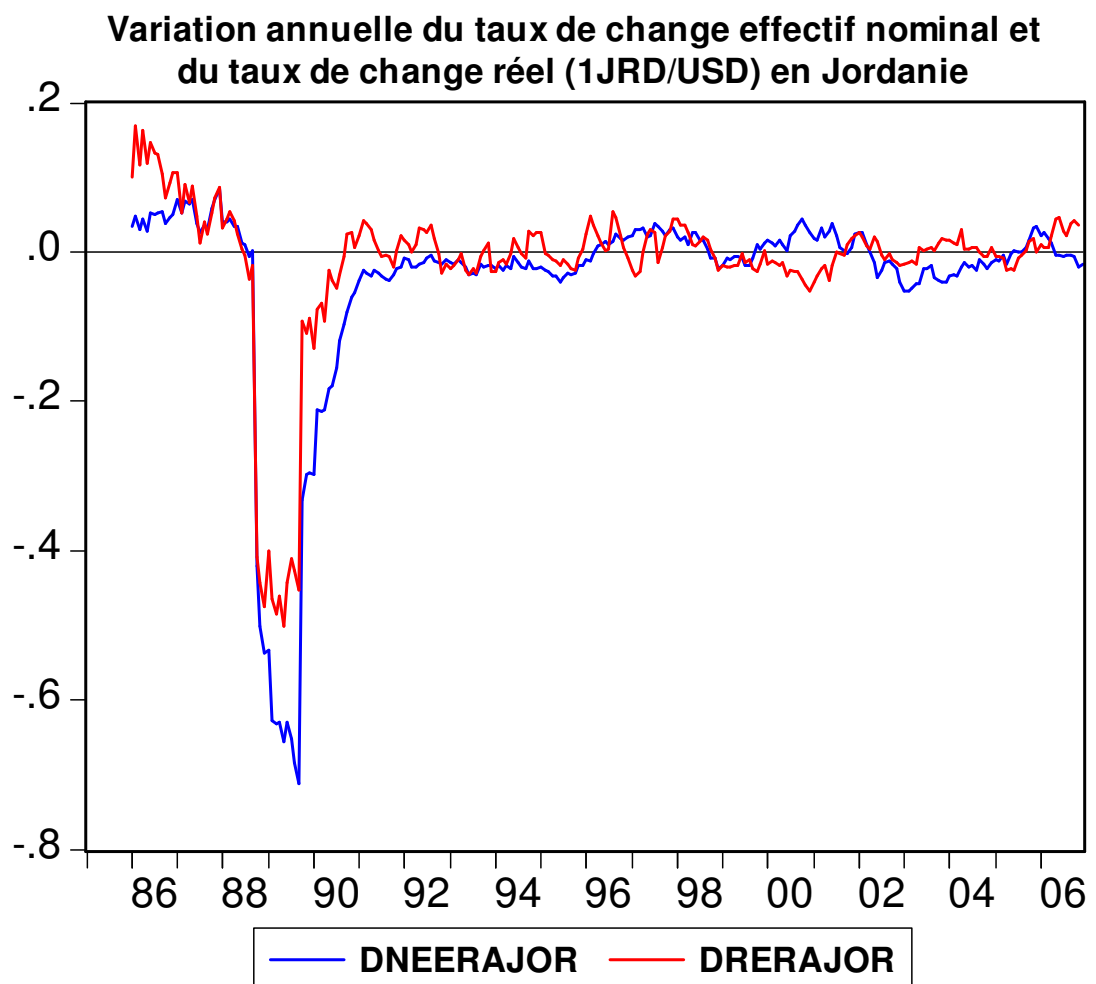
- 1) L'administration des prix par l'État. Les économistes du FMI (2007 f) soulignent que l'administration du tiers des prix inclus dans le CPI constitue un obstacle majeur à la réactivité des prix aux chocs en Tunisie.
- 2) L'emprise exercée par la politique d'ancrage monétaire rigoureuse sur les prix, particularité de l'économie tunisienne au sein du groupe d'Agadir. Choudhri et Hakura (2001) soulignent qu'un faible pouvoir de transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix procure plus de flexibilité et d'indépendance à la politique monétaire. En outre, il favorise l'implantation d'une politique de ciblage de l'inflation. Rappelons que la BCT oeuvre dans le but de réaliser une transition graduelle vers une politique monétaire de ciblage de l'inflation.

En Jordanie, la capacité de transmission des mouvements du taux de change nominal est la plus élevée du groupe, aussi bien aux prix des biens non échangeables qu'aux prix des biens échangeables. En outre, le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix des biens échangeables (PPI) est plus important que celui aux prix des biens non échangeables (CPI), avec un écart de 0.2915. Cela nous amène à souligner que la Jordanie se distingue du groupe d'Agadir par le pouvoir d'absorption du taux de change nominal (en termes effectifs) des effets des chocs exogènes et endogènes.

¹¹³ L'absence de transmission indirecte des mouvements du taux de change nominal au taux de change réel est confirmée par le test de causalité de Granger. Au sens de Granger, il n'existe pas de relation de causalité entre le taux de change nominal et le taux de change réel en Tunisie (annexe 5).

Il en découle de cette conclusion qu'en Jordanie, le taux de change nominal agit indirectement sur le taux de change réel. L'existence d'un effet indirect du taux de change nominal sur le taux de change réel apparaît sur le graphique 41, à partir du début des années 90. Les deux variables varient dans le sens contraire. Néanmoins, au sens de Granger, il n'existe pas de relation de causalité entre le taux de change nominal et le taux de change réel en Jordanie (annexe 6). D'où, selon une optique monétariste, le rôle du taux de change nominal en tant qu'instrument efficace dans l'absorption des effets inflationnistes des chocs est controversé¹¹⁴.

Graphique 41



¹¹⁴ La controverse sur la capacité de transmission du taux de change nominal au taux de change réel est à considérer avec réserve dans la mesure où, en raison de la non disponibilité des données, le taux de change réel n'est pas exprimé en termes effectifs mais par rapport au USD.

Les variations des prix mondiaux semblent avoir une influence positive et significative sur les prix domestiques au Maroc et en Tunisie. En particulier, cette relation apparaît au niveau des prix des biens non échangeables. En Égypte, la relation entre les prix des biens non échangeables étrangers et domestiques est négative et significative.

Le groupe d'Agadir affiche une hétérogénéité au niveau de l'inertie de l'inflation. En Égypte et en Tunisie, les coefficients estimés sont proches de 1 et sont statistiquement très significatifs. L'inflation est fortement expliquée par l'inflation retardée, traduisant ainsi la persistance de l'inflation dans ces deux pays membres du groupe d'Agadir. L'ampleur de la persistance de l'inflation en Tunisie a été également soulignée par les économistes du FMI (2007 f). Au Maroc et en Jordanie, la persistance l'inflation est modérée¹¹⁵. En Jordanie, l'inflation passée touchant les biens échangeables et non échangeables persiste moins que dans les autres pays de l'accord d'Agadir. On remarque que l'épisode d'hyper-inflation en Jordanie (calculée sur la base du CPI) entre 1988 et 1990 a été maîtrisé et n'a pas réapparu (graphique 40). Néanmoins, au sein de tout le groupe, la persistance de l'inflation est plus marquée pour les biens non échangeables (CPI) que pour les biens échangeables (PPI). Cet écart est particulièrement dominant au Maroc et en Jordanie, où il s'élève respectivement à 0.2327 et 0.1796.

Il est important de noter à ce stade que nos résultats de l'estimation du modèle d'Edwards (2006) en matière d'intensité de la persistance de l'inflation dans les pays d'Agadir rejoignent ceux obtenus précédemment en estimant le modèle de la courbe de Phillips à la façon de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006). À l'image de nos résultats précédents, deux groupes émergent : l'Égypte et la Tunisie se distinguent par une forte persistance de l'inflation, tandis que le Maroc et la Jordanie se caractérisent par une persistance modeste de l'inflation. Toutefois, une petite discordance porte sur le classement entre la Jordanie et le Maroc. Nos résultats du modèle de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) montrent que par ordre décroissant de persistance de l'inflation, les pays sont classés comme suit : Égypte, Tunisie, Jordanie et Maroc. Nos résultats du

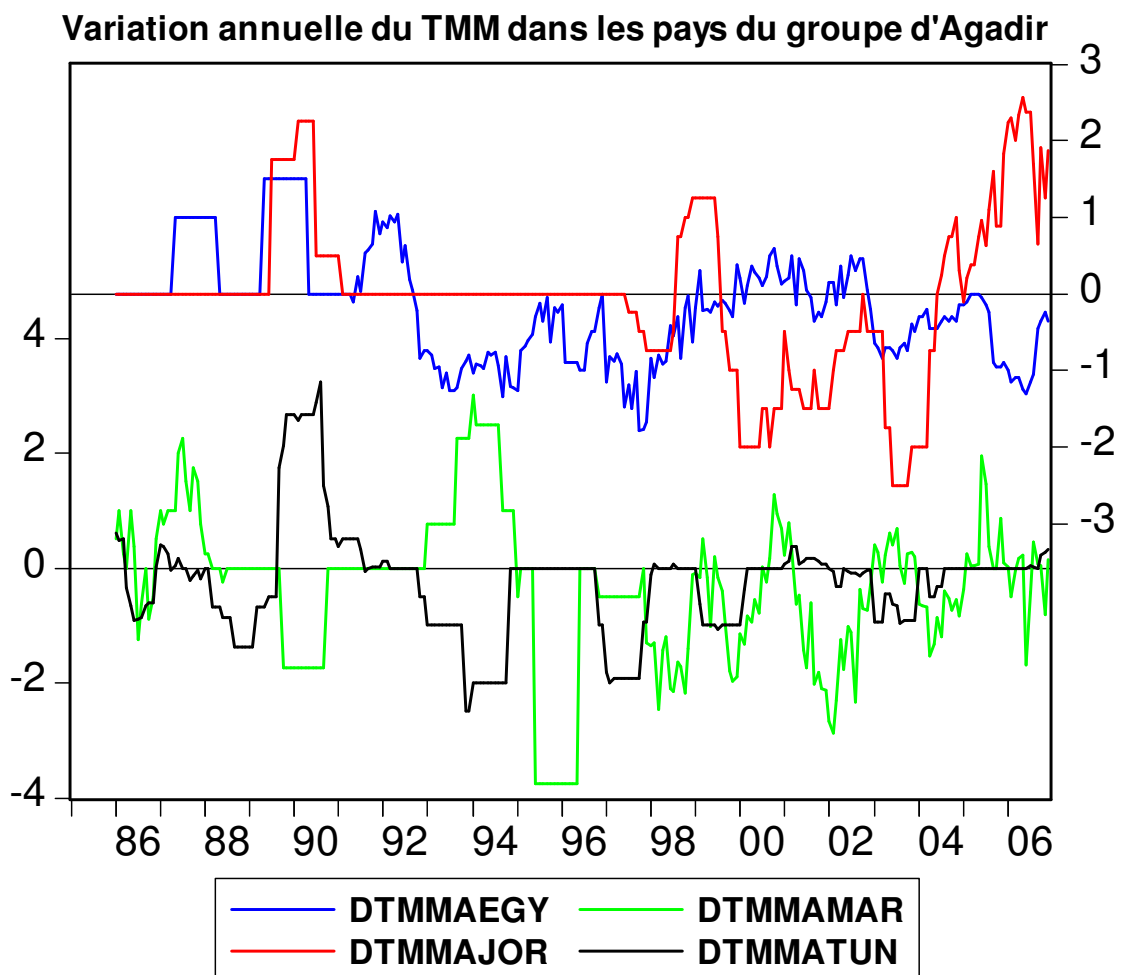
¹¹⁵ Il peut apparaître que la faible persistance de l'inflation au Maroc et en Jordanie soit liée au retard plus important, relativement à celui de l'Égypte et de la Tunisie (le retard est commun de 3 mois pour la Tunisie et l'Égypte, et de 6 et 5 mois pour le Maroc et la Jordanie). En effet, il est supposé que plus on avance dans le temps et plus les effets inflationnistes des chocs s'estompent. Cependant, nous avons estimé le modèle pour la Jordanie et le Maroc avec un retard commun de 3 mois; et les résultats n'ont pas changé d'une manière significative.

modèle d'Edwards (2006) soulignent que l'inflation est plus persistante au Maroc qu'en Jordanie.

En se basant sur le critère de persistance de l'inflation de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), nous pouvons conclure qu'en Jordanie et au Maroc, les autorités monétaires utilisent le taux de change nominal en tant qu'instrument d'absorption des effets des chocs sur les prix, alors qu'en Égypte et en Tunisie, le taux de change nominal ne permet pas d'amortir les effets inflationnistes des chocs. Cette conclusion est soutenue par nos résultats découlant du modèle d'Edwards (2006) et interprétés en termes de pouvoir de transmission aux prix des biens échangeables et non échangeables, notamment pour la Tunisie et la Jordanie.

Nombre d'économistes étudient la conduite de la politique monétaire en estimant la fonction de réaction de la Banque Centrale. Cette approche ne semble pas convenir aux pays membres de l'accord d'Agadir dans la mesure où les mouvements de leurs taux d'intérêt à court terme sont faibles. À l'exception du TMM de l'Égypte, les taux sont maintenus stables et évoluent en paliers (graphique 42). Néanmoins, à la fin des années 90, dans le cadre des réformes des marchés financiers, on assiste à une libéralisation croissante des taux d'intérêt à court terme, en particulier au Maroc et en Jordanie. En Tunisie, c'est en 2001 que l'introduction d'une flexibilité limitée du taux d'intérêt à court terme a eu lieu.

Graphique 42



Par ailleurs, en raison du faible développement des marchés financiers de ces pays, les autorités monétaires pratiquent l'ancrage du taux d'intérêt à court terme à des fins de stabilisation financière. Cette ligne d'action est particulièrement présente en Tunisie. La quasi-stabilité du TMM reflète la volonté des autorités monétaires tunisiennes de le dédier à la réalisation de l'objectif de stabilité financière. C'est pourquoi, il n'existe pas d'interactions significatives entre le taux d'intérêt à court terme et les autres variables de la politique monétaire, notamment les prix. Par conséquent, il serait plus opportun d'étudier la conduite de la politique monétaire des pays d'Agadir en estimant le taux de change effectif nominal par rapport à son taux retardé, l'inflation et le gap de production.

L'estimation d'une fonction de réaction intégrant les prix en tant que variable explicative du taux de change nominal permet d'étudier si les variations des prix engendrent des mouvements du taux de change nominal. Cette approche s'inscrit dans le cadre de notre courant de recherche. En effet, cela revient à examiner si le taux de change nominal est sensiblement réactif aux fluctuations des prix. Ainsi, à l'image de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), l'équation à estimer est la suivante :

$$\Delta e_t = c + c_e \Delta e_{t-3} + c_\pi \Pi_t + c_y y_t + v_t$$

e_t , e_{t-3} , Π_t et y_t représentent le taux de change effectif nominal à l'instant t , le taux de change effectif nominal retardé de trois mois¹¹⁶, l'inflation annuelle et le gap de production. Le taux de change effectif nominal est considéré en différence première annuelle du logarithme¹¹⁷.

¹¹⁶ Selon le critère Akaike, l'ordre approprié est de 3 mois pour les modèles de l'Égypte, de la Jordanie et du Maroc, et de 8 mois pour le modèle de la Tunisie. En revanche, selon le critère de Schwarz, l'ordre est de 1 mois. À des fins de simplification et de comparaison, nous avons opté pour un retard commun de 3 mois pour tout le groupe d'Agadir.

¹¹⁷ En raison de la corrélation des erreurs, liée à l'existence de la variable dépendante retardée en tant que variable explicative, la méthode d'estimation SURE («Semmingly unrelated regressions estimation») est appliquée.

Tableau 13. Résultats d'estimation d'une fonction de réaction du type Gerlach et Gerlach-Kristen (2006)

	Égypte	Jordanie	Maroc	Tunisie
c	-0.0053	0.0165***	0.0013	-0.0065
c_e	0.8230***	0.5718***	0.7304***	0.8672***
c_{II}	-0.1374	-0.7382***	0.1039*	0.0498
c_y	-0.1946	-0.0654	0.0634	0.0021

*, **, *** indiquent les seuils significatifs à 10%, 5% et 1%.

Deux résultats ressortent du tableau 13 :

1) Le coefficient estimé de la variation retardée du taux de change effectif nominal est significatif pour tout le groupe. Le coefficient le plus élevé est attribué à la Tunisie. Ce résultat reflète la politique de lissage du taux de change effectif nominal par la BCT.

2) Les autorités monétaires jordaniennes pratiquent un lissage modéré du taux de change effectif nominal. En revanche, la Jordanie se démarque du groupe par une réactivité significative et importante du taux de change effectif nominal à l'inflation. En effet, le dinar jordanien se déprécie immédiatement en termes effectifs nominaux de 0.74% en réponse à une inflation de 1%¹¹⁸. La sensibilité du taux de change nominal aux prix en Jordanie est soutenue également par le test de causalité de Granger. En outre, conformément à nos résultats précédents soulignant la forte transmission du taux de change nominal aux prix en Jordanie, au sens de Granger, le taux de change nominal cause les prix¹¹⁹.

3) Au Maroc, le taux de change s'apprécie modestement en réaction à une pression inflationniste. Néanmoins, le sens de la réponse du taux de change effectif nominal est contraire aux prédictions théoriques.

Les résultats de l'estimation d'une fonction de réaction particulière des autorités monétaires des pays du groupe d'Agadir confirment les conclusions mises en évidence précédemment : en Jordanie, le taux de change effectif nominal répond aux pressions inflationnistes. Il joue donc un rôle actif dans l'absorption des effets inflationnistes des

¹¹⁸ En accord avec le principe de la parité du pouvoir d'achat.

¹¹⁹ La relation de «feed-back» au sens de Granger entre le taux de change nominal et les prix en Jordanie est à l'annexe 6.

chocs. En revanche, en Tunisie le taux de change nominal ne réagit pas sensiblement aux mouvements de l'inflation.

À ce niveau du travail, notre recherche ne porte plus sur les quatre pays membres de l'accord d'Agadir, mais se limite uniquement aux cas de la Tunisie et la Jordanie. Notre choix de traiter ces deux pays est motivé par l'opposition de deux économies divergentes. En premier lieu, sur notre période d'étude 1986-2006, les deux économies se caractérisent par une inflation moyenne similaire. Pourtant, la volatilité de l'inflation est plus importante en Jordanie qu'en Tunisie (voir les écarts-types de l'inflation, tableau 3, chapitre 1).

En deuxième lieu, en explorant les dynamiques du taux de change nominal et des prix par une approche analytique basée sur les observations graphiques, les relations de corrélation, la causalité au sens de Granger et les régressions simples, nous sommes amenés à souligner que l'évidence d'une relation éventuelle entre le taux de change nominal et les prix est plus plausible en Jordanie qu'en Tunisie.

En troisième lieu, en abordant la question de la relation entre le taux de change nominal et les prix, soit sous l'angle de l'estimation de modèles de courbe de Phillips et de fonctions de réaction du taux de change effectif nominal à la façon de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006), soit sous l'angle du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix à la façon d'Edwards (2006), nous aboutissons aux mêmes conclusions :

- 1) Contrairement à la Tunisie, la Jordanie se démarque par une faible persistance de l'inflation engendrée par les chocs. Ce résultat traduit le fait que les autorités monétaires jordaniennes utilisent davantage le taux de change nominal en vue de l'ajustement des effets inflationnistes des chocs.

- 2) Sur la base du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix, en Jordanie, le taux de change nominal est un instrument actif d'absorption des effets des chocs notamment sur les prix. Tandis qu'en Tunisie, dans la mesure où il n'existe pas d'évidence de la capacité de transmission du taux de change nominal aux prix, le taux de change nominal ne contribue pas dans l'absorption des effets inflationnistes des chocs.

Toutefois, au sein du groupe d'Agadir, au milieu de cette divergence entre la Tunisie et la Jordanie, apparaît une similitude : les deux pays ont pratiqué une politique monétaire fondée sur le double ancrage monétaire et du taux de change nominal multilatéral.

Certes, en Jordanie le régime monétaire de ciblage intermédiaire de M2 a été appliqué à titre officieux et a été rapidement abandonné en 1996 en faveur de l'ancrage exclusif du taux de change unilatéral par rapport au dollar. En revanche, le ciblage monétaire en Tunisie représente le fondement même de la politique monétaire sur toute notre période de recherche. Ce régime de politique monétaire continue à opérer, sauf que depuis 2005, la BCT a non seulement opté pour un agrégat monétaire au sens plus large (M3) au titre de cible intermédiaire, mais aussi rompu le ciblage parallèle du taux de change nominal multilatéral (annexes 1, 2 et 3).

En Tunisie, la politique monétaire s'articule autour d'une pluralité d'objectifs poursuivis. C'est pourquoi, face cette complexité, il nous semble pertinent de consacrer une section à l'analyse descriptive en profondeur de la politique monétaire pratiquée en Tunisie avant de passer à l'étude empirique. Une compréhension des caractéristiques et des perspectives d'avenir de la politique monétaire en Tunisie nous permet une meilleure mise en contexte des résultats empiriques. Par ailleurs, rappelons que, dans la mesure où le cas de la Tunisie est au centre de notre travail, et que l'étude des trois autres pays membres de l'accord d'Agadir est menée à titre comparatif, il est cohérent de mettre l'accent sur l'étude du cas tunisien.

Le trilemme économique suscite l'intérêt sur l'identification de la combinaison adoptée par la Banque Centrale de Tunisie (BCT). Le chapitre suivant traite des trois volets de la politique économique en Tunisie : la politique monétaire, la politique de gestion du compte de capital et la politique de change.

Deuxième partie : Analyse des chocs et politique monétaire dans deux pays membres de l'accord d'Agadir : la Tunisie et la Jordanie

CHAPITRE III : RÉGIME MONÉTAIRE DE LA TUNISIE : APPROFONDISSEMENT ET APPROCHE TRIDIMENSIONNELLE

1. Caractéristiques et perspectives d'avenir de la politique monétaire en Tunisie

Dans le cadre de la politique d'ancrage monétaire, la poursuite de l'objectif final de maîtrise de l'inflation repose sur l'existence d'une relation robuste entre la monnaie et les prix¹²⁰. L'évidence empirique d'une telle relation revêt une importance capitale pour les pays émergents qui pratiquent une politique d'ancrage monétaire, tels que la Tunisie. D'une part, l'association entre l'offre de monnaie et les prix permet de définir et de hiérarchiser clairement les différents objectifs de la politique monétaire. D'autre part, depuis le début des années 90, la Tunisie s'est engagée dans une optique progressive d'ouverture financière et d'intégration dans les marchés internationaux des capitaux. Des épisodes éventuels de dérapage de l'inflation, dus à un manque de contrôlabilité des prix par la masse monétaire, entacheraient les perspectives d'un avenir économique libéral.

L'existence d'une relation robuste et stable entre l'offre de monnaie et les prix obéit à la pensée classique de la théorie quantitative de la monnaie¹²¹. Selon cette théorie, la monnaie agit sur les prix à travers deux mécanismes : le mécanisme direct et le mécanisme indirect. Par le mécanisme direct, les effets des changements de l'offre de monnaie sont véhiculés aux prix par le canal «demande des biens»¹²².

¹²⁰ Rappelons que les fondements de la politique monétaire en Tunisie (instruments, cibles et objectifs) ont été présentés en détail dans la section descriptive des politiques monétaires des pays du groupe d'Agadir au chapitre 1 de la première partie.

¹²¹ Pendant les années 60 et 70, les monétaristes considéraient les agrégats monétaires M1 et M2 comme des indicateurs avancés de la production et des prix. Ces masses monétaires sont positivement corrélées avec la production et les prix.

¹²² Le courant de pensée Keynésienne a lourdement critiqué ce mécanisme direct. En particulier, Keynes met en cause les hypothèses de base de ce mécanisme, notamment le plein emploi de l'économie et l'allocation exclusive de l'excès de monnaie offerte à la consommation des biens. Par ailleurs, plus récemment, Fanizza et Söderling (2006) soutiennent qu'une croissance soutenue de la monnaie n'engendre pas nécessairement une inflation, si la dette publique est gérée efficacement.

Le mécanisme de transmission indirect comporte deux étapes. Dans un premier temps, les effets des changements monétaires sont transmis à la variable relais «taux d'intérêt». Dans un deuxième temps, les effets sur le taux d'intérêt se propagent aux prix¹²³.

Contrairement à la pensée classique, les Keynésiens n'attribuent pas à l'offre de monnaie un rôle actif dans le mécanisme de transmission aux prix¹²⁴. L'école de l'hypothèse des anticipations rationnelles souligne que les changements de l'offre de monnaie n'agissent pas sur les variables réelles, mais uniquement sur les prix. Toutefois, cette école de pensée a été sévèrement critiquée dans la mesure où elle se base implicitement sur la flexibilité des prix et des salaires. Or, la réalité montre le contraire, notamment dans les économies émergentes.

En se basant sur ce débat théorique, les autorités monétaires centralisent leurs attentions sur deux volets. Le premier s'intéresse au temps nécessaire à la transmission des changements du taux d'accroissement de la monnaie à l'inflation. Étant donné que la réponse de l'inflation au changement monétaire est lente, le remède miracle et immédiat contre l'inflation est utopique (BenBouziane et BenAmmar, 2004).

Le deuxième volet focalise sur l'impact à court terme du changement de l'offre de monnaie sur les variables réelles. En raison du décalage de réactivité de la production, du chômage et des prix à une politique monétaire anti-inflationniste, cette dernière peut être perçue, à court terme, comme contre-productive et source de récession économique. Par ailleurs, la réponse positive et temporaire de la production à une politique monétaire expansionniste peut induire en erreur les autorités monétaires. Il est illusoire de croire qu'une telle politique est capable de stimuler en permanence la production et l'emploi.

¹²³ Bien que le mécanisme indirect ne soit pas rejeté par la pensée Keynésienne, certaines critiques lui sont adressées. Keynes évoque le principe de la trappe de liquidité. Il s'agit de la préférence absolue des agents économiques à détenir les liquidités à faible taux d'intérêt sans investir. Par ailleurs, il affirme que le mécanisme indirect dépend de l'élasticité intérêt de l'investissement. Si cette élasticité est faible, même si une injection de monnaie résulte en une baisse du taux d'intérêt, l'investissement n'est pas réactif à cette variation du taux d'intérêt.

¹²⁴ En revanche, l'offre de monnaie s'ajuste uniquement à la hausse des prix liée à l'augmentation des coûts.

Paradoxalement, la relation préconisée par la littérature entre l'offre de monnaie et les prix n'apparaît pas au niveau des pratiques des autorités monétaires. À court terme, ces dernières ne s'orientent pas vers le contrôle d'un agrégat monétaire mais plutôt vers celui du taux d'intérêt (Bordes et Clerc, 2004). Ce courant de pensée sera vérifié sur le plan empirique en ce qui concerne la politique monétaire en Tunisie.

Un siècle nous sépare du lancement des débats centrés sur la relation entre l'offre de monnaie et les prix (Fisher, 1911). La proposition monétariste de long terme de Friedman et Schwartz (1963), qui stipule que la monnaie est la source des mouvements des prix, a été longuement controversée. Pourtant, cette question continue à être à l'ordre du jour. En suivant le même courant de pensée, Boughrara (2002 a) présente les conditions nécessaires à la bonne conduite d'une politique d'ancrage monétaire. Parmi ces conditions, l'accent est mis sur l'existence de lien entre la croissance de la masse monétaire (ancrage intermédiaire) et l'inflation (objectif final). Les deux autres conditions se résument à la contrôlabilité de l'ancrage monétaire et à l'annonce des prévisions de l'ancrage monétaire¹²⁵.

¹²⁵ Mishkin (2000 a) souligne qu'une politique d'ancrage monétaire repose sur les conditions suivantes : 1) la capacité de l'ancrage monétaire à véhiculer l'information dans le cadre de la conduite de la politique monétaire, 2) l'annonce de l'agrégat ciblé, et 3) l'existence d'un mécanisme de comptabilité afin d'éviter de larges déviations par rapport à la cible monétaire.

1.1. Les conditions d'une politique d'ancrage monétaire

1. La contrôlabilité de l'ancrage monétaire

La contrôlabilité de l'agrégat monétaire, choisi au titre d'ancrage nominal, implique que ce dernier est influencé par les mouvements de la cible opérationnelle. Cette contrôlabilité est facilitée par l'existence d'une relation stable et prévisible entre l'agrégat monétaire et la cible opérationnelle. Dans le cas où les autorités monétaires ne seraient pas en mesure de maîtriser et d'influencer l'évolution de l'ancrage monétaire, les agents économiques peuvent être induits en erreur dans l'interprétation des signaux émis par les autorités monétaires. C'est pour cette raison qu'un mécanisme de détection des déviations de l'ancrage monétaire de sa valeur prévue est indispensable.

2. L'effet d'annonce et les anticipations des agents économiques

Un régime d'ancrage monétaire crédible est basé sur l'annonce des prévisions des valeurs cibles de l'ancrage monétaire. Une communication claire des autorités monétaires favorise la transparence et la comptabilité de la politique monétaire pratiquée. Le but de cette pratique est d'éclairer et de guider les anticipations des agents économiques.

3. Le lien entre l'ancrage intermédiaire et l'objectif final (relation monnaie-prix)

Cette condition souligne que l'agrégat monétaire de l'ancrage doit être significativement lié à la variable cible de l'objectif final. En d'autres termes, l'agrégat monétaire doit être en mesure de véhiculer les informations sur la conduite de la politique monétaire à l'économie. L'ancrage monétaire, cible de l'objectif intermédiaire, joue le rôle de relais en assurant la transmission des décisions et des changements de la politique monétaire, traduits par les instruments opérationnels, aux objectifs finaux de la politique monétaire.

L'instabilité de la relation monétariste entre l'ancrage monétaire et les variables objectifs de la politique monétaire (inflation et croissance) a été constatée dans les pays émergents par Mishkin et Savastano (2001). Elle résulte en une conduite problématique d'un régime d'ancrage monétaire.

Les travaux empiriques existants {Svensson (2000) et Mishkin et Savastano (2001)} mettent en exergue l'effritement de la relation entre l'offre de monnaie et les prix. L'affaiblissement de la relation entre la croissance de la monnaie et l'inflation implique que le ciblage de l'agrégat monétaire ne produit pas l'effet escompté sur les variables des objectifs finaux, notamment l'inflation. L'affaiblissement de cette relation constitue une entrave à la bonne conduite de la politique d'ancrage monétaire. D'une part, la transparence des intentions des autorités monétaires, notamment en matière d'inflation, est affectée. D'autre part, le système de comptabilité des valeurs de l'ancrage monétaire devient complexe. Cette situation affecte la communication entre la Banque Centrale et les agents économiques; et altère la crédibilité de cette dernière.

Boughrara (2002 a) constate que les mouvements de la base monétaire reflètent les changements de la politique monétaire et sont transmis à l'ancrage monétaire M2. Néanmoins, la contrôlabilité de l'agrégat est imparfaite dans la mesure où le contrôle exercé sur M2 via la base monétaire est uniquement à long terme. Par conséquent, la BCT ne possède pas le plein contrôle sur M2, ce qui constitue une entrave à la pratique d'une politique d'ancrage monétaire. Paradoxalement, nos résultats du test de causalité de Granger ne montrent pas de relation de contrôlabilité de la base monétaire vers l'agrégat M2 en Tunisie. En revanche, non seulement une relation inverse allant de la masse monétaire M2 vers la base monétaire est notée, mais aussi nous constatons qu'au sens de Granger, le taux d'intérêt à court terme cause l'agrégat M2 (annexe 5).

Boughrara (2002 a) montre qu'en Tunisie :

- M2 n'est pas parfaitement contrôlable par les autorités monétaires. En outre, l'instrument opérationnel de contrôle n'est pas stable, tantôt c'est la base monétaire et tantôt c'est le taux d'intérêt à court terme.
- M2 n'agit pas significativement sur les prix aussi bien à long terme qu'à court terme.
- La BCT n'arrive pas à guider les anticipations des agents économiques en matière d'inflation. Les valeurs prévues de l'ancrage monétaire M2 et officiellement annoncées ne sont pas fiables pour les agents économiques. Elles ne fournissent pas une orientation optimale pour la construction des anticipations sur l'inflation future.

En résumé, en Tunisie, la conduite d'une politique d'ancrage monétaire, fondée sur la croissance de l'agrégat M2 au titre d'objectif intermédiaire, ne satisfait pas les conditions sine qua non d'une politique d'ancrage monétaire saine et efficace (Bouhrara, 2002 a).

La théorie monétariste classique insiste sur la relation de causalité entre l'offre de monnaie et les prix. La littérature soutient qu'une augmentation de l'offre de monnaie est non seulement source d'inflation, mais aussi de variation du taux de change réel. Toutefois, il est important de tenir compte de l'orientation de la demande de consommation stimulée par l'augmentation de l'offre de monnaie (Kamar, 2004). Si la nouvelle demande est massivement adressée aux biens non échangeables, alors les prix de ces derniers augmentent et le taux de change réel s'apprécie (la monnaie domestique se déprécie en termes réels). Dans le cas contraire où la nouvelle demande s'oriente vers les biens échangeables, le taux de change réel se déprécie (la monnaie domestique s'apprécie en termes réels).

Compte tenu de l'ancrage du taux de change réel en Tunisie, il nous paraît opportun d'étudier non seulement la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix, mais aussi si les mouvements de l'offre de monnaie ont un impact sur le taux de change réel.

1.2. Relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix en Tunisie

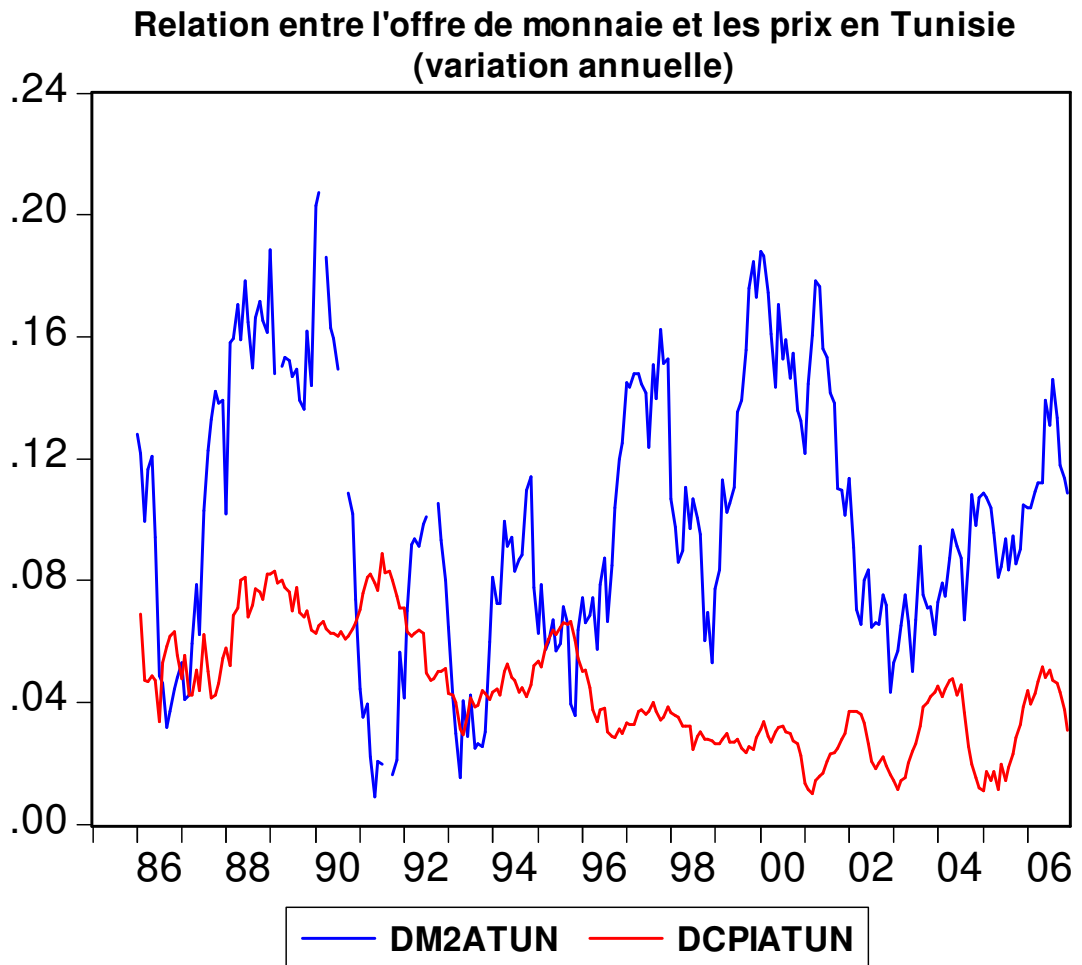
La matrice des corrélations indique que la cible monétaire M2 est fortement corrélée avec l'indice des prix à la consommation (annexe 4). En se référant au graphique 43, une faible relation positive entre les fluctuations de M2 et les prix est notée. Les deux variables évoluent dans le même sens. Chaque pic de M2 est suivi par une hausse des prix. Néanmoins, entre 1996 et 2002, la relation monétariste semble rompue. En dépit d'une forte croissance de la cible monétaire M2, les prix sont maîtrisés à de faibles niveaux. Ces observations impliquent que la cible monétaire M2 remplit modestement la condition de base d'un canal de transmission efficace de la politique monétaire aux prix. Ce résultat est nuancé par le test de causalité de Granger. Au sens de Granger, l'agrégat monétaire M2 ne cause pas les prix (annexe 5).

Dans le même ordre d'idées, en se basant sur la causalité au sens de Granger, Boughrara (2002 a) et Boughrara et Smida (2002) arrivent à la conclusion qu'en Tunisie, la relation entre M2 et les prix est quasi-rompue. BenBouziane et BenAmmar (2004) notent, en revanche, que M1 cause les prix au sens de Granger. Cependant, les résultats de causalité de M2 vers les prix ne sont pas significatifs¹²⁶. Fanizza et Söderling (2006) soutiennent que la relation entre la monnaie et les prix est faible dans les MENA (pays du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord)¹²⁷. Ces auteurs affirment que l'ancrage monétaire intermédiaire de la politique monétaire en Tunisie n'est pas opérationnel depuis le début des années 90. Malgré l'absence de ciblage de l'offre de la monnaie, l'inflation a été maintenue à de faibles niveaux.

¹²⁶ Il en découle que les autorités monétaires tunisiennes peuvent contenir l'inflation en contrôlant l'accroissement de l'agrégat monétaire M1. L'absence de causalité de M2 vers les prix met en cause le choix de la cible monétaire intermédiaire.

¹²⁷ Les auteurs expliquent que dans ces pays, l'inflation est faible en dépit de la rapidité de la croissance de la monnaie.

Graphique 43

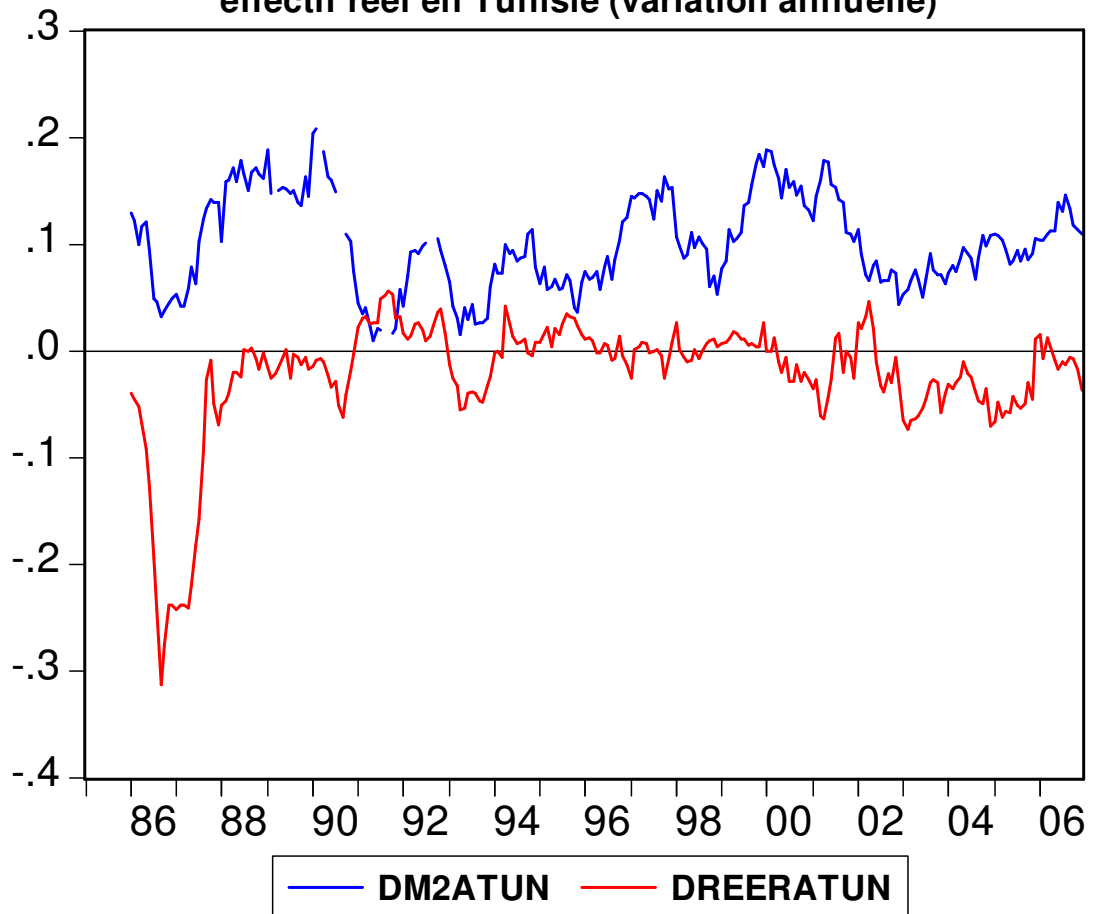


La corrélation entre M2 et le taux de change effectif réel est moyenne et négative (-0,6859, annexe 4). Les mouvements du taux de change réel ne semblent pas réagir à ceux de M2 (graphique 44)¹²⁸. Cependant, à partir de 2000, année de relâchement de l'ancrage du taux de change effectif réel, une relation potentielle commence à apparaître entre le taux de change effectif réel et la masse monétaire M2. Par ailleurs, au sens de Granger, l'agrégat monétaire M2 ne cause pas le taux de change réel (annexe 5).

¹²⁸ Nous avons choisi de considérer le taux de change réel au certain. Sur les graphiques, le taux de change réel exprime les unités de devises étrangères pour une seule unité de dinar tunisien (TND).

Graphique 44

Relation entre l'offre de monnaie et le taux de change effectif réel en Tunisie (variation annuelle)



En résumé, en se basant sur une approche analytique (graphiques, corrélations et étude de causalité), en Tunisie, d'une part, la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix est atténuée. D'autre part, il n'y a pas d'évidence d'un impact des variations de l'offre monétaire sur le taux de change réel.

À la fin de 2002, le débat concernant la politique monétaire optimale en Tunisie a émergé. La controverse apparaît entre les adeptes d'une nouvelle politique monétaire d'ancrage de l'inflation et les défenseurs de la politique d'ancrage monétaire, en vigueur depuis 1987. Ces derniers soutiennent que la politique d'ancrage monétaire peut être poursuivie d'une manière efficace à condition de reposer sur un agrégat monétaire approprié au titre de l'objectif intermédiaire et d'être accompagnée par des réformes du système financier. À cet effet, la BCT a reconnu à plusieurs reprises que la représentativité de M2 en tant que cible de l'objectif intermédiaire pose des problèmes. D'ailleurs, l'agrégat M2 a été remplacé par M4 en 1996 et par M3 en 2003. Les économistes du FMI (2007 f) soulignent que M4 est l'agrégat monétaire le plus apte à capter la dynamique de la politique monétaire en Tunisie. En 2005, sous les recommandations du FMI, la BCT a effectivement opté pour l'agrégat M3 en tant qu'ancrage nominal officiel de l'objectif intermédiaire. Ce choix reflète l'assouplissement de la politique monétaire par le ciblage d'un agrégat au sens plus large¹²⁹. En 2006, le cheminement vers une politique de ciblage de l'inflation semble tracé. La BCT a accompli des progrès significatifs dans ce sens en adoptant un ciblage monétaire intermédiaire plus large (M3 au lieu de M2), tout en annonçant officiellement le choix de la base monétaire en tant que cible opérationnelle de la politique monétaire.

Les adeptes du passage à la politique de ciblage de l'inflation mettent l'accent sur les arguments suivants :

- En Tunisie, la conduite d'une politique d'ancrage monétaire fondée sur la croissance de l'agrégat M2 (et de M3 depuis 2005) au titre d'objectif intermédiaire ne satisfait pas les conditions sine qua non d'une politique d'ancrage monétaire saine et efficace.
- Le besoin de la BCT de disposer plus librement et avec un pouvoir discrétionnaire de ses instruments monétaires. La politique d'ancrage de l'inflation renforce la crédibilité de la BCT et lui procure plus de flexibilité afin de réaliser la stabilisation effective de l'économie. L'objectif de stabilisation porte conjointement sur l'inflation et la croissance économique.

¹²⁹ En outre, la BCT a abandonné la poursuite de l'objectif de la croissance des crédits.

- Dans la mesure où l'économie tunisienne s'est lancée dans une transition graduelle vers une économie de marché ouvert, les agrégats monétaires ne peuvent plus, à eux seuls, opérer en tant qu'ancrage nominal performant. En fait, en période de mutations structurelles et de développement des marchés financiers, la croissance de la monnaie, en accord avec une inflation stable et maîtrisée, devient variable (Goodfriend et Prasad, 2006). En outre, l'endettement insoutenable de la Tunisie pourrait altérer la confiance et rendre la demande de monnaie plus instable (Jbili et Kramarenko, 2003)¹³⁰.
- L'imposition des contrôles partiels sur les capitaux continue à préserver la Tunisie des chocs exogènes, mais lorsque la libéralisation du compte de capital sera achevée et que la convertibilité de la monnaie sera totale¹³¹, qu'adviendra-t-il de la capacité de la politique monétaire actuelle à contenir l'inflation? C'est pourquoi, il est pertinent de poser la question du choix du régime de politique monétaire approprié pour la Tunisie.

¹³⁰ Rappelons que le ratio d'endettement extérieur par rapport au PIB de la Tunisie est de 69,7% en 2005 (tableau 15).

¹³¹ Le dinar tunisien est semi-convertible, c'est-à-dire uniquement au niveau des opérations courantes depuis 1992. Le passage à une convertibilité totale du dinar est prévu pour 2008, mais selon un processus progressif et prudent.

1.3. Les différentes options de politique monétaire en Tunisie : discussion et recommandations

La littérature existante préconise d'améliorer la conduite de la politique d'ancrage monétaire en Tunisie. Les économistes du FMI (2004 a) affirment que l'étape primordiale de ce processus consiste à dynamiser la politique monétaire dans un contexte d'ancrage d'un agrégat monétaire plus large.

Dans le même ordre d'idées, Boughrara (2002 a) recommande de suivre une stratégie à deux étapes. Dans un premier temps, à court terme, l'auteur est en faveur de l'adoption d'un ancrage monétaire au sens plus large et plus contrôlable par les autorités monétaires tel que la croissance de l'agrégat monétaire M3 ou M4. En outre, afin de préserver sa crédibilité ainsi que le caractère discrétionnaire de ses actions, la BCT devrait annoncer non pas une valeur cible de l'agrégat de l'objectif intermédiaire mais un intervalle ou une bande de fluctuation.

Dans un deuxième temps, à long terme, Boughrara (2002 a) soutient qu'à l'image des pays industrialisés, les autorités monétaires doivent envisager le passage à une politique monétaire basée sur un ancrage différent et en particulier au ciblage ferme de l'inflation¹³². L'auteur met l'accent sur la nécessité de l'adoption d'une nouvelle politique monétaire d'ancrage ferme de l'inflation en raison de la mutation de l'environnement économique de la Tunisie. Dans le cadre de son intégration progressive dans les marchés internationaux des capitaux, la politique d'ancrage monétaire est incompatible avec une optique globale d'ouverture économique et de libéralisation financière. La réalisation de cette transition requiert la mise en place de réformes financières adéquates, notamment le renforcement et le développement des marchés monétaires et financiers¹³³.

¹³² La politique d'ancrage monétaire a été abandonnée par la majorité des pays, elle n'apparaît plus dans le paysage monétaire international (Stone et Bhundia, 2004). La Suisse a été le dernier pays à abandonner l'ancrage monétaire en 1999 pour une politique d'ancrage implicite de la stabilité des prix. Cependant, d'après le FMI (2005 a), en réalité, environ 30 pays dans le monde pratiquent encore l'ancrage monétaire. La Tunisie, l'Égypte et la Chine font partie de ce groupe (voir les annexes 1 et 2).

¹³³ Depuis 1987, les réformes financières ont permis d'élargir les options de placement et d'investissement des épargnants par la création de nouveaux instruments et produits financiers. Ces options incluent le marché des valeurs mobilières, l'investissement en devises étrangères et la souscription aux bons de trésor. Ces instruments ont été introduits essentiellement dans le but de drainer l'excès de liquidités vers le marché monétaire et de faire face à la demande de monnaie. Toutefois, les réformes financières accomplies demeurent insuffisantes.

En se référant aux recommandations de Stone et Bhundia (2004), le régime monétaire approprié pour la Tunisie serait soit l'ancrage du taux de change nominal, soit une forme d'ancrage ferme de l'inflation (ancrage implicite de la stabilité des prix ou ciblage ferme de l'inflation).

L'option du passage à une politique monétaire d'ancrage ferme du taux de change nominal a déjà été fréquemment abordée et débattue par les autorités monétaires tunisiennes, d'autant plus que ce type de politique monétaire est pratiqué par de nombreux pays partenaires, voisins et concurrents de la Tunisie. À titre d'exemple, citons l'Égypte (1990-2002)¹³⁴ et le Maroc et la Jordanie qui continuent à l'appliquer. Toutefois, en dépit de l'ancrage souple *de facto* du taux de change nominal¹³⁵, l'adoption officielle d'un ancrage ferme du taux de change nominal a très peu d'adeptes au sein de la BCT, et ce pour les raisons suivantes :

- La perte de la souveraineté de la politique monétaire. Une politique d'ancrage du taux de change implique la dépendance des conditions monétaires domestiques (notamment l'alignement des taux d'intérêt) envers celles du pays de la monnaie du rattachement¹³⁶. À ce titre, rappelons que la BCT privilégie l'utilisation des taux d'intérêt à des fins de stabilisation financière.

- En étudiant la question sous l'angle de l'ajustement des effets des chocs, l'ancrage du taux de change nominal priverait l'économie d'un instrument d'absorption des effets des chocs. Or, la réalisation de l'objectif de maintien de la compétitivité de la Tunisie, via la stabilité du taux de change réel par la poursuite de la règle du TCERC, nécessite un taux de change nominal flexible et actif pour l'absorption des effets des chocs exogènes, notamment des chocs de demande réelle. Néanmoins, compte tenu de l'orientation de libéralisation financière de l'économie tunisienne, son exposition aux chocs exogènes asymétriques s'accroît. Sous les recommandations du FMI, en 2000, la BCT a opté pour l'assouplissement de la règle du TCERC dans le but de permettre au

¹³⁴ Selon le FMI (2006 d et g), officiellement l'ancrage du taux de change continue à être pratiqué en Égypte.

¹³⁵ D'après le FMI (2004 d), implicitement, jusqu'à la fin de 2004, la BCT pratique un ancrage du taux de change nominal dans le cadre d'un régime de change de rattachement à parité glissante.

¹³⁶ Sous un régime de change fixe, les autorités monétaires sont contraintes à aligner les taux d'intérêt domestiques aux niveaux étrangers. Par conséquent, il est difficile pour les autorités monétaires d'utiliser les taux d'intérêt en tant qu'instruments de la politique monétaire en vue de réaliser des objectifs de politique interne (Goodfriend et Prasad, 2006)

taux de change réel de fluctuer et de contribuer dans l'amortissement des effets des chocs. À cet effet, en cas de choc de demande étrangère (détérioration de la compétitivité), les autorités monétaires peuvent rétablir la compétitivité soit par une politique de désinflation compétitive via l'ajustement par le taux de change réel, soit par l'ajustement par le taux de change nominal. Toutefois, cette question doit être appuyée par une étude des dynamiques des chocs exogènes asymétriques affectant la Tunisie et des contributions respectives du taux de change réel et du taux de change nominal dans l'ajustement macroéconomique.

- Enfin, étant donné que la BCT persiste depuis deux décennies à poursuivre une politique de transition graduelle vers le flottage libre du taux de change, un retour en arrière vers un régime de rattachement fixe du taux de change nominal s'avère peu probable. Cette évolution est confirmée par le classement des régimes de change *de facto* du FMI : en 2005, le régime de la Tunisie est passé du rattachement à parité glissante par rapport à un panier monétaire au flottage géré sans trajectoire prédéterminée du taux de change (FMI, 2004 d, 2005 a et annexes 1, 2 et 3).

Par ailleurs, Stone et Bhundia (2004) soulignent que l'adoption du régime d'ancrage du taux de change repose sur le degré de libéralisation du compte de capital. Plus ce compte est ouvert, plus l'économie est exposée au risque d'attaques spéculatives sur le taux de change. Dans ce cas, le régime de rattachement du taux de change est approprié. Dans le même ordre d'idées, en raison de l'absence d'une libéralisation totale du compte de capital en Tunisie, le régime monétaire d'ancrage du taux de change nominal n'est pas un régime monétaire adéquat.

L'ancrage implicite de la stabilité des prix repose sur les anticipations et les forces du marché, limite les interventions sur le marché des changes et requiert l'existence de marchés financiers mûres et actifs. Présentement, l'ancrage implicite de la stabilité des prix ne correspond pas à la réalité de l'économie tunisienne, particulièrement du système financier. Par conséquent, cette option est à exclure.

Par élimination, le régime de ciblage ferme de l'inflation est l'ultime option de politique monétaire à évaluer pour la Tunisie. La littérature s'accorde sur le principe que, dans la mesure où les autorités monétaires tunisiennes s'orientent progressivement vers un

régime de change plus flexible, l'accompagnement de ce passage par l'adoption d'une nouvelle politique monétaire de ciblage de l'inflation est fortement recommandé {Boughrara (2002 a, 2003 et 2007), Stone et Bhundia (2004) et Dropsy et Grand (2004)¹³⁷}. Toutefois, bien que compatible avec un régime de change flottant, la politique de ciblage de l'inflation doit être adoptée lorsque certaines conditions pré-requises sont réunies.

Un courant de la littérature met en évidence qu'une politique monétaire rigoureuse facilite l'introduction d'un régime de change plus flottant. Toutefois, il n'est pas prédit que la mise en place systématique d'une politique de ciblage de l'inflation précédant (ou pendant) l'adoption d'un régime de change flottant est nécessaire. Cependant, l'inverse est vrai : la réflexion sur l'adoption d'une politique monétaire d'ancrage de l'inflation est intimement liée au type de régime de change appliqué, notamment dans les pays émergents. En se référant à la théorie de la «trinité impossible», dans un contexte de mobilité croissante des capitaux, une politique monétaire indépendante ne peut pas coexister avec des taux de change rattachés ou fixes. Par ailleurs, sous une politique monétaire de ciblage de l'inflation, le taux de change est abandonné en tant qu'ancrage nominal. Il est remplacé par une cible explicite de stabilité des prix. Un régime de change flottant est donc requis pour le bon fonctionnement du régime de ciblage de l'inflation {Mishkin et Savastano (2001), Hakura (2005), Goodfriend et Prasad (2006) et Edwards (2006)}. Gali et Monacelli (2004) soutiennent que sous un régime de ciblage de l'inflation, le taux de change nominal varie proportionnellement avec les termes d'échange et le niveau des prix mondiaux¹³⁸. Ils concluent que sous ce régime monétaire, le taux de change nominal et les termes d'échange sont volatils.

Une forme de ciblage de l'inflation peut être envisagée en Tunisie. Il s'agit du ciblage d'une inflation de base. L'indice de cette inflation exclut certains produits primordiaux tels que le pétrole, les matières premières et les produits alimentaires. Ces biens sont échangés sur des marchés fortement compétitifs et sont fortement exposés aux chocs d'offre et de demande susceptibles d'entraîner une inflation globale. Si les autorités monétaires ciblent l'inflation globale, un relâchement de la demande agrégée est

¹³⁷ Dropsy et Grand (2004) soulignent qu'une politique de ciblage de l'inflation permettrait à la Tunisie de contenir la volatilité du secteur des services (45% de la population active).

¹³⁸ Ces auteurs affirment que sous l'hypothèse de prix mondiaux constants, le taux de change nominal adopte les caractéristiques statistiques des termes d'échange, notamment la stationnarité.

nécessaire afin de contrecarrer les pressions inflationnistes, ce qui aura un effet négatif sur le gap de production et l'emploi. En revanche, si l'ancrage nominal est l'inflation de base, l'ajustement concerne uniquement les changements des prix des biens affectés et l'inflation de base et l'emploi sont maintenus stables. L'économie opère comme une économie à prix flexibles (Goodfriend et Prasad, 2006).

L'option d'une politique monétaire mixte fondée principalement sur le ciblage d'une inflation faible, tout en maintenant simultanément l'ancrage de la croissance d'agrégats monétaires, peut être considérée pour la Tunisie. En effet, le maintien de l'ancrage monétaire pourrait faciliter la modernisation du système bancaire et financier, ainsi que le recours aux instruments monétaires indirects basés sur le marché.

Mishkin (2000 b) explique que les pays émergents partagent une caractéristique commune : le poids de l'endettement extérieur. Par conséquent, les autorités monétaires limitent les mouvements du taux de change nominal, et l'ancrage implicite du taux de change nominal est pratiqué au détriment du ciblage de l'inflation. C'est pourquoi, l'auteur préconise une option de politique monétaire mixte pour les économies émergentes. Il s'agit d'une politique de ciblage de l'inflation accompagnée d'un lissage des mouvements du taux de change nominal à court terme. Cette option peut être recommandée pour la Tunisie en raison de la «peur du flottement» due à la gestion de la dette extérieure par la BCT (le ratio des dettes extérieures par rapport au PIB est autour de 60% en 2006, tableau 15).

Avant de soutenir toute option de passage au ciblage de l'inflation, il est important de vérifier si l'économie tunisienne remplit les conditions nécessaires pour l'implantation d'une politique monétaire d'ancrage de l'inflation. De nombreux travaux {Mishkin (2000 b), Siklos (2002) et Boughrara (2007)} regroupent les conditions préalables à l'adoption d'une politique d'ancrage de l'inflation en deux catégories : les conditions institutionnelles et les conditions économiques.

La première englobe l'indépendance de la Banque Centrale¹³⁹ et la maturité des marchés financiers¹⁴⁰, alors que la deuxième catégorie est formée par l'absence d'une dominance fiscale¹⁴¹, une capacité technique de prévision et de modélisation de la dynamique de l'inflation¹⁴² et la maîtrise du mécanisme de transmission de la politique monétaire¹⁴³.

Les économistes du FMI (2006 b) rajoutent les conditions de non administration des prix et une dollarisation minimale de l'économie.

¹³⁹ Le principe d'indépendance est divisé par la littérature en objectifs et instruments. L'indépendance des objectifs implique la liberté des autorités monétaires de fixer leurs objectifs finaux. L'indépendance des instruments constitue l'essence même de l'existence de la Banque Centrale. Elle signifie que les autorités monétaires choisissent librement les instruments et les moyens qui leurs permettent d'atteindre les objectifs fixés. L'autonomie des autorités monétaires est soumise aux principes de la transparence et de l'annonce de ses décisions de politique monétaire aux agents économiques (telle que la publication des prévisions de la variable cible de l'objectif intermédiaire). L'indépendance ou la flexibilité de la politique monétaire dépend de la flexibilité du régime de change adopté. Lorsque le régime de change est flexible, les conditions monétaires sont gérées par la Banque Centrale et l'ancrage de la politique monétaire est clair. Mishkin (2000 a) souligne que l'indépendance de la Banque Centrale est renforcée par la transparence, la communication et la comptabilité.

¹⁴⁰ Dans le but d'éviter tout risque de conflits avec les objectifs de stabilisation financière et de garantir un mécanisme de transmission effectif de la politique monétaire, le système bancaire doit être solide et les marchés financiers bien développés.

¹⁴¹ Cette dominance traduit une pression de la politique fiscale sur la politique monétaire et résulte de l'incapacité des marchés financiers à répondre aux besoins de financement de l'administration fiscale. Elle regroupe l'emprunt direct du secteur public auprès de la Banque Centrale et le recours excessif au seignuriage. Les économistes du FMI (2007 e) soutiennent que la monétisation des déficits budgétaires entraîne inévitablement des pressions inflationnistes. Il est recommandé aux autorités monétaires de pratiquer une politique monétaire accommodante aux conditions fiscales, tout en préservant son indépendance des pressions fiscales (Mishkin et Savastano, 2001). Néanmoins, l'absence de dominance fiscale en tant que condition d'une politique monétaire de ciblage de l'inflation est rejetée par un courant de pensée (Fanizza et Söderling, 2006).

¹⁴² Il est primordial pour les autorités monétaires de disposer de compétences humaines et techniques nécessaires à la réalisation des prévisions de la dynamique de l'inflation. Étant donné que l'inflation est, dans ce cas, la cible intermédiaire, ses valeurs anticipées doivent être annoncées officiellement au public. En cas d'écart entre les prévisions et les réalisations de l'inflation ciblée, les autorités monétaires doivent agir en conséquence et ajuster le dérapage en suivant leur fonction de réaction.

¹⁴³ La Banque Centrale doit connaître la capacité des instruments opérationnels à agir sur la cible intermédiaire (inflation) ainsi que le pouvoir de cette dernière à influencer les variables clés de l'objectif final. En particulier, la connaissance du temps écoulé entre le changement des conditions monétaires, et de son impact sur l'inflation et la production est une condition majeure pour une conduite efficace de la politique de ciblage de l'inflation.

1.4. Vérification des conditions d'une politique de ciblage de l'inflation en Tunisie

La condition institutionnelle d'indépendance de la BCT n'est pas totalement respectée. D'un point de vue statutaire, la BCT n'est pas une institution indépendante (FEMISE, 2005 a). En effet, la BCT n'est pas indépendante au niveau des objectifs. Par ailleurs, en raison du faible degré de flexibilité du régime de change¹⁴⁴ et de la semi-convertibilité de la monnaie domestique, la politique monétaire ne peut pas être totalement indépendante. En revanche, elle est indépendante au niveau des instruments monétaires qu'elle choisit et manipule librement. La BCT est en mesure de modifier brusquement les taux d'intérêt à court terme même avec une marge élevée¹⁴⁵. L'amendement de loi de la BCT de 2006 octroie plus d'indépendance à la BCT.

Le faible développement et l'immaturation des marchés financiers ainsi que la faiblesse du système bancaire n'offrent pas un environnement favorable à l'implantation d'une politique de ciblage de l'inflation en Tunisie (Mishkin, 2004)¹⁴⁶.

Concernant les conditions économiques, en premier lieu, la BCT ne subit pas de lourdes pressions fiscales (en 2003, la pression fiscale par rapport au PIB est de 20,6%). En dépit de la pratique courante du recours aux revenus du seigneurage pour combler le gap du déficit budgétaire dans les pays en voie de développement, la Tunisie se démarque par le faible usage de cette pratique en raison de son large accès aux marchés internationaux des capitaux (Boughrara, 2007). En effet, depuis 2001, la totalité du déficit fiscal est financé par des ressources externes obtenues sur les marchés internationaux¹⁴⁷.

¹⁴⁴ Rattachement à parité glissante à un panier monétaire jusqu'à fin 2004 et flottement géré depuis 2005.

¹⁴⁵ Dans le but de lutter contre la récession économique, la BCT a baissé le taux d'intérêt de court terme de 11% à 8.75% en 1993 et de 8.75% à 6.75% en 1996.

¹⁴⁶ Malgré l'émergence de nouvelles institutions financières (fonds mutuels, compagnies de leasing...), les banques dominent les marchés des capitaux. De plus, elles sont fragiles à cause du poids écrasant des crédits non performants.

¹⁴⁷ En 2003, la Tunisie est le seul pays de l'Afrique du Nord et du Moyen-Orient à avoir obtenu une notation par «Standard and Poor's» équivalente à celles des pays émergents qui appliquent le ciblage de l'inflation. Cette notation est BBB entre 2001 et 2006. Toutefois, ce choix est coûteux en termes d'endettement extérieur qui a dépassé 65% du PIB au cours des dernières années. Cette situation accentue la vulnérabilité de l'économie et peut inciter les autorités monétaires à la «peur du flottement» de Calvo et Reinhart (2000).

En deuxième lieu, la modélisation de la dynamique de l'inflation par l'unité de recherche de la BCT n'est pas efficiente. La relation de contrôlabilité entre l'instrument monétaire opérationnel et l'objectif intermédiaire, ainsi que la causalité entre ce dernier et l'objectif final ne sont pas clairement définies¹⁴⁸.

En troisième lieu, les autorités monétaires tunisiennes ne semblent pas maîtriser totalement les mécanismes de transmission de la politique monétaire. L'impact de la modification des conditions monétaires sur les variables de l'économie ainsi que le délai nécessaire à cette transmission ne sont pas connus avec certitude.

Enfin, rappelons qu'en Tunisie, un tiers des prix inclus dans le panier représentatif des biens à la consommation continue à être administré par l'État (FMI, 2007 d et 2007 f) (tableau 11, chapitre 2 de la première partie). En d'autres termes, la politique monétaire de la BCT n'a aucune influence sur cette part des prix domestiques. Les économistes du FMI (2007 f) affirment que l'administration de ces prix constitue un obstacle de taille à la prévision de l'inflation future.

En résumé, l'économie tunisienne ne semble pas vérifier les conditions préalables à l'implantation d'une politique monétaire de ciblage de l'inflation. En particulier, la contrôlabilité imparfaite de l'inflation en tant que cible intermédiaire peut se révéler dangereuse et provoquer des dérapages inflationnistes.

Certains pays émergents ont adopté progressivement le ciblage de l'inflation sans satisfaire à toutes les conditions indispensables¹⁴⁹. Par conséquent, bien que la réalité économique de la Tunisie montre qu'elle ne réunit pas encore toutes les conditions préalables, l'option d'une transition prudente et progressive vers la politique de ciblage de l'inflation n'est pas exclue, du moins à terme. À ce sujet, les économistes du FMI (2006 b) classent la Tunisie comme un candidat potentiel pour le régime de ciblage de l'inflation, mais à long terme (période supérieure à 5 ans). Jbili et Kramarenko (2003) soulignent qu'au sein du groupe d'Agadir, la Tunisie est sur le point de satisfaire à

¹⁴⁸ L'estimation de cette relation n'est pas une tâche facile dans la mesure où certains prix demeurent administrés malgré les mesures officielles de libéralisation dans le cadre du PAS en 1987.

¹⁴⁹ L'Afrique du Sud a réalisé la transition d'une politique d'ancrage monétaire avec un objectif implicite d'inflation à une politique de ciblage de l'inflation. Le Chili et la Pologne sont passés progressivement du double ciblage des marges de fluctuation du taux de change et de l'inflation au ciblage unique de l'inflation.

certaines conditions requises pour le passage à une politique monétaire de ciblage de l'inflation.

Récemment, les autorités monétaires tunisiennes ont officiellement annoncé leur transition graduelle vers une politique de ciblage de l'inflation et un régime de flottement libre du taux de change dans un contexte de libéralisation du compte de capital (FMI, 2007 d). En accord avec cette orientation, l'assistance technique de la mission du FMI souligne la nécessité de renforcer l'autonomie *de facto* de la BCT, de clarifier le rôle du taux de change dans le cadre de la politique monétaire, de réduire la part des prix administrés dans l'indice des prix à la consommation et d'améliorer la capacité de recherche et de prévision de la BCT. Cette dernière recommandation revêt une importance particulière pour l'implantation d'une politique de ciblage de l'inflation, notamment au niveau du choix de l'horizon approprié de l'inflation ciblée (FMI, 2007 e).

2. Politique de gestion du compte de capital en Tunisie

La Tunisie se démarque des autres économies émergentes du bassin méditerranéen par son processus de libéralisation progressive et prudente de son compte de capital. À cet effet, en janvier 1993, le compte de capital a été partiellement libéralisé et la BCT a officiellement annoncé l'instauration de la semi-convertibilité du dinar pour les opérations des comptes courants¹⁵⁰. Ces dispositions ont vraisemblablement contribué à préserver l'économie tunisienne des crises financières internationales qui ont touché une large partie des pays émergents. Dans le contexte mondial actuel d'instabilité politique, notamment dans la région du Moyen-Orient, la politique de dépréciation graduelle de la monnaie tunisienne ainsi que la non convertibilité au niveau des opérations du compte de capital constituent les fondements protecteurs de l'économie tunisienne contre les chocs exogènes asymétriques.

Le choix de politique de gestion du compte de capital adopté par les autorités monétaires tunisiennes est en accord avec la littérature existante. Un courant de recherche soutient que l'imposition des limites à l'intégration dans les marchés internationaux des capitaux permet de réduire la vulnérabilité des économies émergentes aux chocs externes {Edwards (2007) et Stiglitz (2002)}¹⁵¹. Par ailleurs, Edwards (2007) souligne que les pays qui sont incapables d'obtenir des emprunts libellés en leurs propres monnaies sont plus exposés aux crises de chute des entrées des capitaux. Or, les dettes extérieures de la Tunisie sont libellées en devises étrangères (tableau 14). En outre, l'auteur conclut que les économies à régime de change flexible sont en mesure de restreindre la probabilité d'un choc de contraction des flux des capitaux. Étant donné que le régime de change de la Tunisie n'est pas encore totalement flottant, la politique de restriction sur les mouvements des capitaux s'avère appropriée.

¹⁵⁰ Le 6 janvier 1993, les autorités monétaires tunisiennes acceptent les obligations de l'article VIII du FMI. Elles décident d'abolir les restrictions de change sur les transactions internationales du compte courant.

¹⁵¹ À titre d'exemple, la Chine n'a pas été touchée par les crises financières de l'Asie du Sud-Est de la fin des années 90, notamment en raison de la rigidité des restrictions sur la mobilité des capitaux.

La libéralisation du compte de capital

Dans le cadre du partenariat euro-méditerranéen, dans le but de faciliter l'insertion des PSEM dans la toile des échanges mondiaux, les accords de libre-échange reposent sur la libéralisation progressive des échanges des biens, des services et des capitaux et sur l'ouverture des économies à la concurrence avec le Nord.

Dans cette perspective, les autorités monétaires tunisiennes se préparent à ouvrir progressivement le compte de capital. Cette étape permettrait d'attirer l'épargne extérieure, d'accélérer le développement des marchés financiers domestiques et de diversifier les ressources de la balance des paiements (FMI, 2004 a).

La théorie de la trinité impossible stipule que la combinaison formée d'un compte de capital libéralisé, d'une politique monétaire indépendante et d'un régime de taux de change stable est insoutenable. La BCT est consciente que la mutation financière du compte de capital doit être menée conjointement avec la transition vers un régime de change flottant. Ce passage permettrait d'assurer l'indépendance de la politique monétaire et d'éviter l'obligation de fournir des garanties implicites de taux de change aux investisseurs étrangers.

Les économistes du FMI (2004 a) proposent un plan de trois étapes pour la libéralisation du compte de capital.

La première phase consiste à libéraliser immédiatement les flux à moyen et à long termes tels que les investissements directs des non résidents, les prêts à long terme accordés aux entreprises et l'investissement des non résidents dans les titres gouvernementaux en dinar. Ainsi, depuis juillet 2004, les non résidents sont autorisés à acquérir des bons de trésor dans les limites des 5% de l'émission. En vue de renforcer la mobilisation des ressources extérieures sans surcroît d'endettement, tout en veillant à consolider les efforts visant à dynamiser le marché financier, la BCT a décidé en 2005 de porter à 10% le taux de souscription et d'acquisition de bons de trésor par des étrangers non-résidents¹⁵². Dans le même ordre d'idées, l'acquisition de participations

¹⁵² Circulaire de la BCT aux intermédiaires agréés no.2005-19 du 8 novembre 2005.

étrangères dans les compagnies tunisiennes a été totalement libéralisée à partir de mars 2005 (FMI, 2006 e).

La deuxième phase inclut la libéralisation de l'investissement direct des Tunisiens vivant à l'étranger ainsi que de l'investissement institutionnel outremer. Cette phase requiert au préalable, le passage au régime de change flottant et l'approfondissement du marché des changes. En outre, elle doit être accompagnée aussi bien par le renforcement du système bancaire afin qu'il soit capable de rivaliser avec la concurrence étrangère, que par l'amélioration de la conduite de la politique monétaire en accordant plus de pouvoir aux forces du marché en vue d'augmenter les liquidités.

Dans la phase finale, l'investissement en portefeuille domestique à l'étranger et les crédits accordés par les résidents aux non résidents sont libéralisés. Le passage à cette étape nécessite un système financier robuste et la consolidation de la balance des paiements.

Les économistes du FMI (2006 c) considèrent que cette stratégie de libéralisation à trois phases est bien avancée. La prochaine étape qui consiste en la libéralisation totale de l'investissement tunisien à l'étranger ne peut être mise en place que sous les conditions suivantes : modernisation du système financier, passage au régime de change à flottement libre et transition vers une nouvelle politique monétaire plus adéquate. Les autorités monétaires tunisiennes projettent le passage définitif à la convertibilité totale du dinar et au flottement libre du taux de change en 2008.

La forte sensibilité des prix aux fluctuations du taux de change constitue un lien important dans le processus de transmission de la politique monétaire. Par ailleurs, une politique monétaire indépendante s'épanouit dans le cadre d'un régime de change flexible. En effet, sous un régime de change fixe, les conditions monétaires domestiques sont dépendantes des choix et des orientations des autorités monétaires étrangères du pays de référence du rattachement du taux de change. Ces relations ont suscité le débat sur la coexistence des politiques monétaire et de change appropriées. Les deux politiques sont interdépendantes et complémentaires. C'est pourquoi, les autorités monétaires veillent scrupuleusement sur la compatibilité et l'harmonie entre la politique monétaire et le régime de change. Le FMI recommande aux autorités monétaires des pays émergents d'engager la transition vers des régimes de change plus flexibles étayés par des politiques monétaires pertinentes.

Après la description des politiques monétaire et de gestion du compte de capital en Tunisie, il serait pertinent d'aborder un autre pilier de la politique économique, à savoir : la politique de change.

3. Politique de change en Tunisie

Dans le contexte mutant de l'économie mondiale, la politique de change en Tunisie a connu de nombreux changements. Après l'effondrement du système de Bretton Woods en 1973, les autorités monétaires tunisiennes ont opté pour un régime de taux de change fixe par rapport au franc français¹⁵³.

En 1978, la Tunisie a officiellement adopté un régime de change de flottement administré par rapport à un panier monétaire. Conformément à la littérature, les composantes du panier monétaire sont les monnaies représentatives des parts relatives des échanges commerciaux, des concentrations relatives dans la structure de l'endettement extérieur et des disponibilités en réserves de change. Ainsi, le panier monétaire incluait sept monnaies européennes (FRF, DEM, ITL, NLG, ESP, GBP, BEF) représentant un poids de 94% et deux monnaies non européennes : USD (4%) et JPY (2%)¹⁵⁴. L'administration du taux de change était basée sur un coefficient laissé à l'appréciation du gestionnaire des réserves en devises. Cependant, durant la période 1978-1985, le régime de change *de facto* peut être qualifié de régime de flottement dirigé passif et se limitait en pratique à un système de fluctuation du dinar par rapport au franc français à l'intérieur d'une bande stable.

À partir de 1985, le régime de change est devenu plus flexible. Il est passé à un régime de flottement dirigé actif. D'après la classification officielle du FMI, le régime de change tunisien, adopté depuis 1987, est un régime de flottement administré avec interventions ad hoc de la Banque Centrale (FMI, 1999). Il s'agit d'un régime hybride entre le rattachement fixe à un panier monétaire et le flottement libre. La Banque Centrale de Tunisie (BCT) a le pouvoir d'une gestion active, discrétionnaire et confidentielle du taux de change. Cette nouvelle politique de change attribue au taux de change un rôle actif en matière d'ajustement des déséquilibres dans le but de soutenir la

¹⁵³ Le choix du rattachement par rapport au franc français était justifié par la place prépondérante qu'occupait la France dans le commerce extérieur. Cependant, en pratique, ce régime de change fixe n'apparaît pas clairement. La stabilité du taux de change a été maintenue par des corrections tenant compte des avoirs en or et en devises étrangères. En 1976, le dinar enregistre une appréciation importante par rapport au franc français résultant de la flambée du prix du pétrole après le premier choc pétrolier dont a bénéficié la Tunisie, mais aussi de la hausse des prix de certains produits de base tel que le phosphate, un des principaux produits exportés par la Tunisie à l'époque.

¹⁵⁴ Les pondérations actuelles du panier monétaire sont confidentielles et discrétionnaires. Les codes ISO des devises sont expliqués à l'annexe 26.

compétitivité de la Tunisie. Dès lors, elle est menée dans l'esprit de neutraliser les différentiels d'inflation entre la Tunisie et ses principaux partenaires commerciaux.

En août 1986, marquées par de lourds déficits budgétaires, les autorités monétaires ont tenté d'alléger la pression sur le dinar en modifiant les pondérations du panier monétaire. Ces corrections se sont révélées inefficaces et un vaste programme d'ajustement structurel (PAS) a été lancé. Parallèlement, la BCT a commencé une série de dépréciation du dinar. En 1987, le dinar s'est déprécié de 40% et la BCT a opté pour une politique de stabilisation du taux de change effectif réel afin de privilégier la compétitivité des exportations. En effet, dans le cadre du PAS, il a été implicitement convenu que la parité du dinar devrait être préservée en termes réels aux niveaux prévalant à la fin de 1987.

Le calcul du taux de change effectif s'effectue sur la base d'un panier monétaire composé des devises des principaux partenaires commerciaux. La pondération des différentes monnaies du panier est confidentielle. Il est présumé que l'euro représente une part dominante du panier étant donné que les pays de la zone euro demeurent les principaux partenaires commerciaux de la Tunisie¹⁵⁵. Par ailleurs, le poids du dollar doit être significatif dans le panier monétaire en raison de l'augmentation de la dette exprimée en dollar américain (38,8% en 2001, tableau 14).

Tableau 14. Composition de la dette extérieure de la Tunisie en devises étrangères (en pourcentage)

Désignation	2001	2002	2003	2004	2005	2006
USD	38,8	34,7	32,8	26,4	26,7	17,7
Euro	35,6	34,7	45,1	42,2	48,8	61,6
JPY	15,4	21,7	14,2	25,2	17,1	12,9
Dinar Koweïtien	4,1	5,2	4,1	3,3	4,9	5,3

Source : Banque Centrale de Tunisie (2006 et 2007 c).

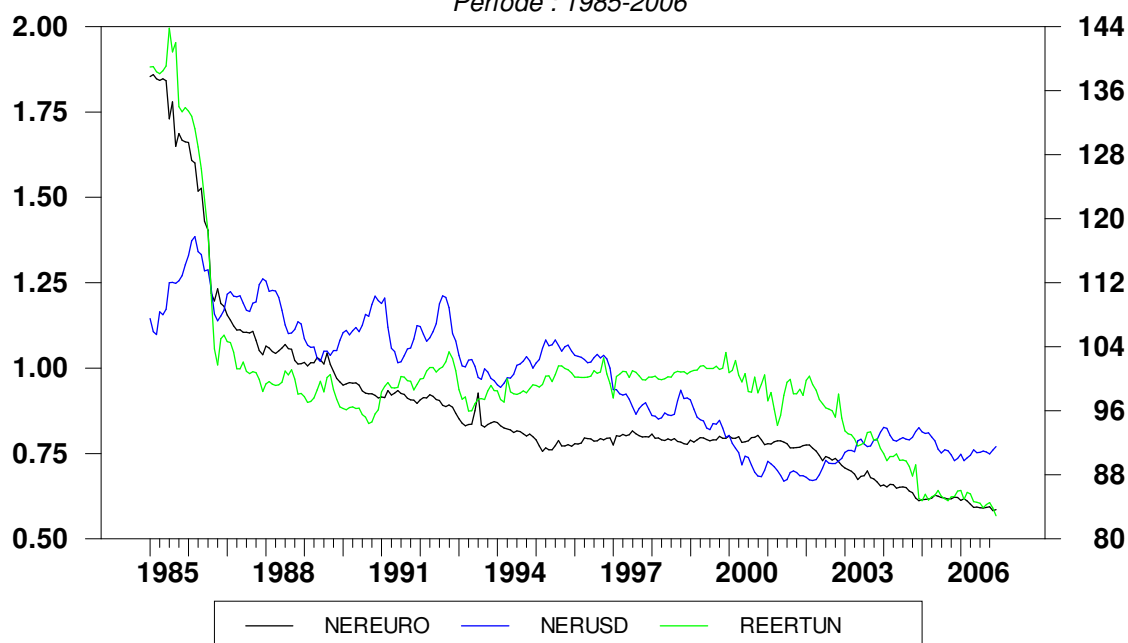
¹⁵⁵ Avant l'euro, cette part était attribuée aux monnaies européennes. En 2006, les échanges commerciaux de la Tunisie avec l'UE et les États-Unis s'élèvent respectivement à 77% et 4,5% (Banque Centrale de Tunisie, 2007 b).

La plus grande volatilité du taux de change nominal par rapport au dollar montre la prédominance de l'euro en tant que monnaie de référence dans le panier monétaire (voir graphique 45 et les écarts-types au tableau 8 du chapitre 2 de la première partie). Cette affirmation rejoint les estimations empiriques attribuant des pondérations de 68 à 70% à l'euro et de 30 à 32% au dollar (Commission européenne, 2003).

Avec la dévaluation du dinar en 1987 a débuté une politique de glissement graduel qui a conduit à une amélioration de la compétitivité des exportations¹⁵⁶. Cette orientation de politique de change a permis à la Tunisie d'améliorer nettement le solde déficitaire du compte courant de 7.5% du PIB en 1986 à 1.1% du PIB en 2005 (rapport annuel de la BCT, 2005).

Graphique 45

Taux de change nominaux (TND/euro et TND/USD) et taux de change effectif réel en Tunisie
Période : 1985-2006



¹⁵⁶ Une politique de glissement du taux de change consiste en une dévaluation progressive et à long terme en fonction de l'équilibre de la balance courante.

Comme le montre le graphique 45¹⁵⁷, durant les années 90, le dinar a subi certaines dépréciations notamment entre 1994 et 1997. Elles s'expliquent par les effets de la première guerre du Golfe, les deux années de sécheresse (1994 et 1995) et le climat d'incertitude suite à la signature des accords de libre-échange avec l'UE en 1996¹⁵⁸. Le taux de change effectif réel s'est maintenu à un niveau relativement stable, reflétant ainsi l'importance de l'objectif de maintien de la compétitivité poursuivi par les autorités monétaires tunisiennes.

Au début du 21^{ème} siècle, en dépit du relâchement de la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC), la poursuite d'une politique de stabilisation du taux de change a été facilitée par l'absence de chocs de termes d'échange significatifs. Toutefois, l'attaque terroriste de Djerba en avril 2002 a provoqué une baisse dramatique des recettes du tourisme (chute de 13,7%) entraînant une dépréciation continue du dinar en termes nominaux (notamment par rapport à l'euro) et réels (voir graphique 45)¹⁵⁹.

La classification du FMI (2004 d) qualifie le régime de change *de facto* de la Tunisie de régime de rattachement à parité glissante du taux de change (annexe 1). Dans le cadre de ce régime, le taux de change est ajusté périodiquement à un taux fixe ou en fonction des changements des indicateurs quantitatifs tels que les différentiels d'inflation avec les partenaires commerciaux. Le taux de glissement peut être pré-annoncé.

L'année 2005 marque un tournant important pour le régime de change en Tunisie. La transition graduelle vers le flottement libre se concrétise. Ainsi, les classements du FMI des régimes de change *de facto* du 31 décembre 2005 et du 30 avril 2007 (annexes 2 et 3) montrent le passage du régime de change de la Tunisie de la catégorie «régime de gestion de parité glissante du taux de change» à la catégorie «régime de flottement géré sans trajectoire prédéterminée du taux de change».

¹⁵⁷ Les taux de change nominaux expriment les unités d'euro ou de USD pour une seule unité de dinar tunisien.

¹⁵⁸ La signature des accords de libre-échange entre la Tunisie et l'UE porte sur la fin des arrangements commerciaux avantageux pour la Tunisie. Par conséquent, les produits tunisiens seront soumis aux forces du marché et se doivent donc d'être compétitifs à l'échelle internationale. Pour ce faire, les autorités tunisiennes ont lancé un plan de soutien financier et technique de l'industrie tunisienne : le plan de mise à niveau (PMN).

¹⁵⁹ La croissance économique de cette année a enregistré le niveau le plus faible depuis 15 ans : 1,9% , alors que les prévisions indiquaient une croissance de 4,9%.

La transition du rattachement à parité glissante réajustable à un panier monétaire au flottement activement dirigé avec interventions ad hoc de la BCT a été menée parallèlement aux changements de la politique monétaire. Le double ancrage implicite de l'agrégat monétaire M2 et du taux de change nominal est abandonné en faveur du simple ancrage monétaire de M3. Cette évolution conjointe du régime de change et de la politique monétaire traduit une marche certaine vers un cadre de flottement libre et de politique monétaire de ciblage de l'inflation en Tunisie.

4. Conduite implicite d'une politique d'ancrage souple généralisé en Tunisie

En se référant à la théorie, étant donné que la politique monétaire pratiquée en Tunisie ne vérifie pas les conditions d'une politique d'ancrage monétaire, il semblerait que depuis les réformes économiques de 1987, la BCT poursuit *de facto* une forme de politique monétaire discrétionnaire focalisée sur la stabilité des prix.

En pratique, la politique monétaire et de change en Tunisie s'articule autour d'une multiplicité d'ancrages et d'objectifs. L'ambiguïté de l'hierarchie en termes d'importance et de priorité caractérise ces objectifs. Implicitement, depuis la profonde réforme économique de 1987 (PAS), il semblerait que, conjointement avec le ciblage de la masse monétaire M2, la BCT pratique un triple ancrage modéré *de facto* du taux de change effectif réel, du taux de change nominal et du taux d'intérêt à court terme. En outre, parallèlement à la poursuite de l'objectif final de maîtrise de l'inflation, les autorités monétaires accordent une attention particulière aux objectifs de maintien de la compétitivité, de stabilité financière et de gestion de la dette extérieure.

En premier lieu, la BCT soutient que la politique monétaire en Tunisie repose sur l'ancrage de l'agrégat monétaire M2 (et au sens plus large M3 depuis 2005) dans le but de réaliser l'objectif final de maîtrise de l'inflation.

En deuxième lieu, l'ancrage du taux de change effectif réel constitue un pilier important de la politique monétaire. Cet ancrage est pratiqué dans le cadre de la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC) et vise la réalisation de l'objectif de maintien de la compétitivité. Le respect de la règle de stabilité du taux de change effectif réel se situe au centre des préoccupations de la BCT. Théoriquement, cette règle exclut la possibilité de l'adoption d'une politique monétaire officielle d'ancrage du taux de change nominal dans la mesure où ce dernier est amené à s'ajuster pour préserver la stabilité du taux de change réel. Neaime (2007) souligne le conflit entre les objectifs de balance commerciale et de maîtrise de l'inflation lorsque une politique de maintien de la compétitivité est poursuivie via l'ancrage du taux de change réel. Cela est dû au fait que le taux de change nominal fluctue dans le but de maintenir le taux de change réel à son niveau d'ancrage.

Depuis le début de 2000, dans le but d'éviter les volatilités excessives du taux de change nominal, la BCT a fait preuve de laxisme quant à l'application de cette règle et tolère une certaine flexibilité temporaire du taux de change réel¹⁶⁰. Ainsi, le taux de change effectif réel s'est déprécié de 4,5% en 2005 (tableau 16). Le relâchement de la règle du TCERC revient implicitement à pratiquer un ancrage combiné et souple du taux de change effectif réel et du taux de change nominal.

En troisième lieu, le taux de change nominal est l'objet d'ancrage modéré *de facto*. Les effets d'une volatilité excessive du taux de change nominal peuvent être dévastateurs pour l'économie. D'une part, une dépréciation profonde du dinar tunisien entraîne non seulement le phénomène de l'inflation importée, mais aussi les déséquilibres au niveau de la balance des paiements. D'autre part, la « peur du flottement » incite la BCT à éviter les fluctuations excessives du taux de change nominal. Au même niveau de notation-crédit, le ratio des dettes extérieures par rapport au PIB de la Tunisie est supérieur à ceux des autres pays émergents. Cette faiblesse du secteur extérieur exerce des pressions sur la politique monétaire et de change. En effet, par peur d'alourdir d'avantage le poids de la dette étrangère et de provoquer une crise financière sévère, les autorités monétaires sont contraintes à réduire le degré de flexibilité du taux de change nominal¹⁶¹. Dès lors, la BCT ne consacre pas ses efforts uniquement à la poursuite de la stabilité des prix, mais veille également sur la concordance entre les mouvements du taux de change et la gestion de la dette extérieure.

Tableau 15. Endettement extérieur des pays de l'accord d'Agadir

	2002	2003	2004	2005	2006	2007 (estimations)
Dettes extérieures / PIB Égypte	32,8	36,1	37,9	32,4	28,8	23,1
Dettes extérieures / PIB Jordanie	81,3	76,4	67,4	61,1	49,7	44,1
Dettes extérieures / PIB Maroc	35,8	38,4	33,2	27,8	25,1	23,4
Dettes extérieures / PIB Tunisie	67,6	67,2	67,8	67,9	59,4	55,6

Sources : Banque Centrale de Tunisie (2006), FMI (2005 c, 2006 c, 2006 g, 2007 b, 2007 g et 2008 b).

¹⁶⁰ Cette flexibilité signifie une déviation limitée du taux de change réel de sa valeur cible prévue.

¹⁶¹ Les estimations des économistes du FMI (2007 d) montrent qu'une dépréciation de 30% du dinar tunisien en termes réels se traduit par une hausse du ratio des dettes extérieures par rapport au PIB de plus de 80%.

L'administration des fluctuations du taux de change nominal se rapproche d'un ancrage *de facto* modéré. Cette ligne d'action est confirmée par le FMI (2004 d) : la politique monétaire en Tunisie serait basée sur un double ancrage de la cible monétaire et du taux de change nominal. Cette pratique a également été mise en exergue par Bouhrara (2002 a et 2007). Néanmoins, en se référant au classement du FMI (2005 a), l'ancrage *de facto* du taux de change nominal a été abandonné en 2005 en faveur du seul ancrage monétaire de M3.

En quatrième lieu, depuis le début des années 90, la BCT semble privilégier la stabilité financière. Consciente de la fragilité de l'ensemble de son système financier, la BCT évite les régimes susceptibles d'engendrer une forte volatilité du taux d'intérêt. En effet, lorsque l'économie tunisienne est affectée par des chocs asymétriques, les autorités monétaires refusent une augmentation, pourtant indispensable, du taux d'intérêt de court terme. En outre, le TMM est rarement utilisé au titre de cible opérationnelle de la politique monétaire. À cet effet, Bouhrara et Smida (2002) notent d'une part, qu'au sens Granger, ce sont les variations de la masse monétaire M2 qui causent les mouvements du TMM, et non l'inverse. Néanmoins, nos propres tests de causalité de Granger montrent que le TMM cause l'agrégat M2 (annexe 5). Cette divergence peut être attribuée à l'écart des périodes d'études. En effet, une libéralisation des mouvements du taux d'intérêt à court terme est notée entre 2001 et 2004. Or, cette période de volatilité relative du TMM n'est pas incluse dans la période d'étude de Bouhrara et Smida (2002).

D'autre part, dans le but de maintenir le taux d'intérêt à court terme à des niveaux stables, le taux d'intérêt retardé est dominant dans l'explication du taux d'intérêt estimé. Ces deux faits reflètent l'aversion au risque d'instabilité financière des autorités monétaires tunisiennes.

Par ailleurs, après de nombreuses années d'ambiguïté sur le choix entre le taux d'intérêt à court terme et la base monétaire au titre de cible opérationnelle, en 2005, la BCT déclare que la base monétaire constitue désormais le véritable instrument opérationnel de sa politique monétaire. Par conséquent, la gestion du taux d'intérêt à court terme peut être destinée aux objectifs de stabilité financière.

Tableau 16. Indicateurs monétaires de l'économie tunisienne (en pourcentage)

	2000-2003 (moyenne)	2004	2005	2006	2007 (prévisions)
Croissance du PIB nominal	6,97	8,8	6,2	9,4	8,9
Croissance du PIB réel	4,22	6	4	5,5	6
Inflation	2,62	3,6	2	4,5	3
Croissance de la base monétaire	3,55	12,2	21,9	17,5	17,1
Croissance de M2 (masse monétaire au sens strict)	8,87	11,1	9,2	10,4	8,4
Croissance de M3 (masse monétaire au sens large)	9,12	10,3	11	11,5	9,1
Taux du marché monétaire	5,68	5	5	5,07	5,26
Variation du taux de change effectif réel¹⁶²	-2,32	-3,4	-4,5	-0,8	-2,9
Taux de change euro/TND¹⁶³	1,3375	1,5287	1,6132	1,6747	1,7519

Sources : Fonds Monétaire International (2006 a et d; 2007 b et d et 2008 a) et Banque Centrale de Tunisie (2007 a, 2007 b et 2008).

¹⁶² Une variation négative implique une dépréciation du dinar en termes réels effectifs.

¹⁶³ Il s'agit de la moyenne sur toute l'année. Le taux de change exprime les unités de TND pour une seule unité d'euro.

5. Nouveau paysage monétaire de la Tunisie : transition, progrès et réalisations

Après 20 ans d'ajustement structurel et 10 ans de processus de Barcelone, il serait pertinent de se pencher sur le positionnement de la Tunisie, vis-à-vis des autres pays méditerranéens et partenaires de l'UE.

En 2007, l'agence Japonaise R&I considère la Tunisie comme l'économie la plus performante de la région. Ainsi, sa notation pays est passée de BBB+ à A- (FMI, 2007 d)¹⁶⁴. Sur la base du classement multicritère du FEMISE (2005 a)¹⁶⁵, la Tunisie a une position moyenne, légèrement en deçà de la position moyenne des PSEM. La Tunisie est devancée par la Jordanie, mais précède les pays candidats à l'adhésion à l'UE comme la Roumanie et la Bulgarie.

Sans ancrage de l'inflation et en absence de chocs réels sévères, la Tunisie a réussi à sauvegarder son expansion économique des années 90, à contenir l'inflation et à préserver sa compétitivité¹⁶⁶. L'instauration des restrictions sur les flux des capitaux ainsi qu'une forte discipline monétaire et fiscale ont contribué à contrecarrer les risques inflationnistes associés au ciblage du taux de change effectif réel. Cependant, lorsque la libéralisation des capitaux sera achevée et que la convertibilité de la monnaie sera totale, qu'advient-il de la capacité de la politique monétaire actuelle à maîtriser l'inflation?

La politique monétaire continue à être conduite prudemment et en harmonie avec le cadre économique global (FMI, 2004 a). Toutefois, récemment, la politique économique globale commence à atteindre ses limites. La maîtrise de l'inflation, acquise depuis la seconde moitié de la décennie des années 90 (l'inflation moyenne est de 2,62% entre 2000 et 2003), a été entachée en 2004. En effet, l'inflation a légèrement augmenté en dépassant 3% (3,8% en avril 2004 et 3,6% pour l'année). Cette pression inflationniste ponctuelle s'explique essentiellement par l'augmentation des prix administrés des

¹⁶⁴ La notation de la Tunisie assignée par Moody's et Standard & Poor's est stable entre 2003 et 2007 (Banque Centrale de la Tunisie, 2007 c).

¹⁶⁵ Les critères englobent non seulement les performances économiques, mais aussi le développement humain, la gouvernance des processus de réformes et l'économie de connaissance.

¹⁶⁶ Néanmoins, il semblerait que l'inflation ait été dominée au détriment de l'emploi. Le taux de chômage est autour de 15% durant la dernière décennie avec une part considérable de population jeune.

produits alimentaires de base (l'inflation excluant les produits alimentaires est relativement stable entre 2002 et 2004).

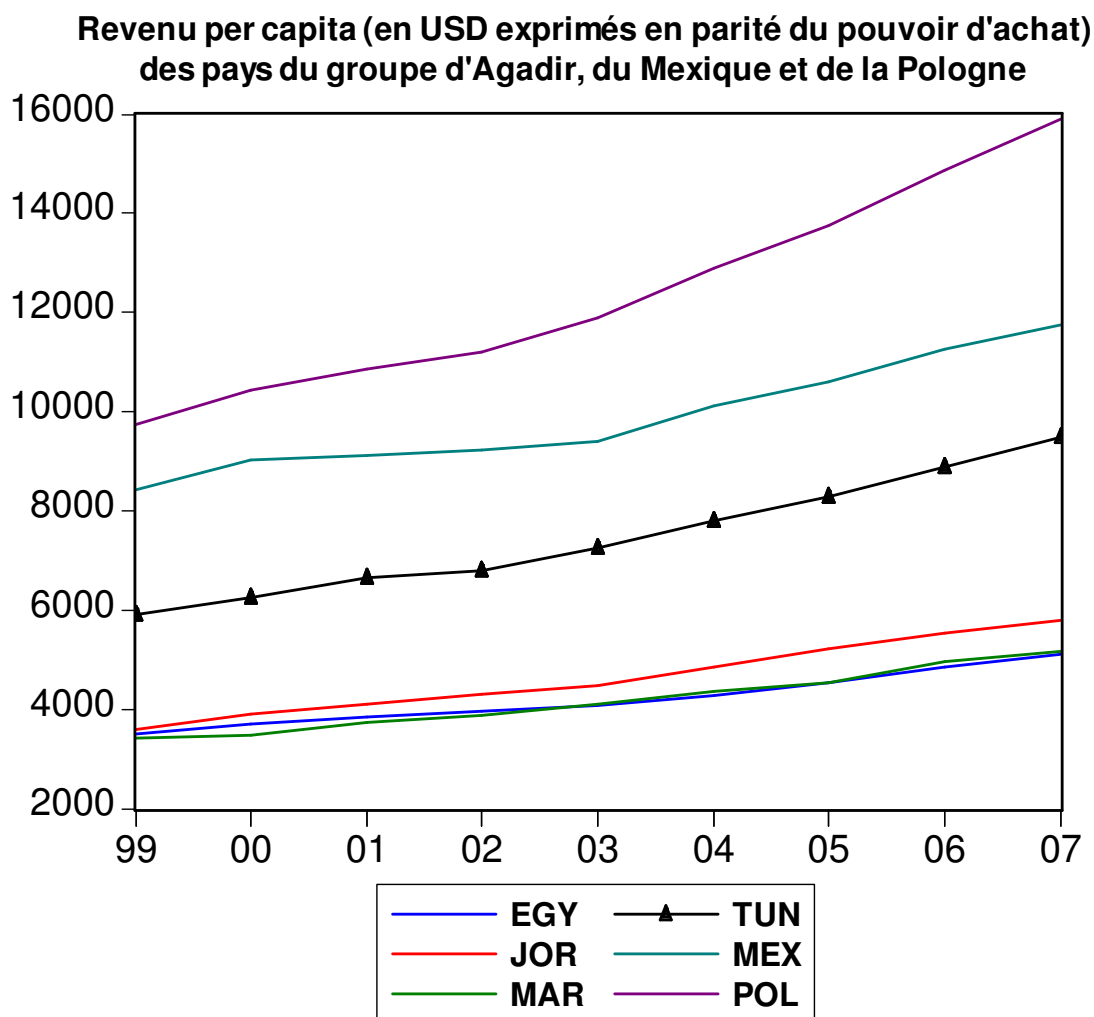
Au sein du groupe d'Agadir, la Tunisie ne semble pas connaître la même vitesse de croissance que les autres pays membres. En 2006, la Tunisie enregistre la croissance réelle la plus faible du groupe. Les croissances réelles du groupe se présentent comme suit : 7,4% pour le Maroc, 6,8% pour l'Égypte, 6% pour la Jordanie et 5,5% pour la Tunisie (voir tableau 2, chapitre 1 de la première partie). De plus, les projections de croissance réelle pour 2007, établies par le FMI (2007 b), montrent une économie tunisienne dépassée par l'Égypte (les prévisions sont de 6,7%, 6%, 6% et 3,5% respectivement pour l'Égypte, la Jordanie, la Tunisie et le Maroc). Pourtant, en 2002 la Banque mondiale indiquait que le revenu per capita par rapport à celui de l'UE s'élevait à : 26% pour la Tunisie, 18% pour la Jordanie, 16% pour le Maroc et 13% pour l'Égypte.

En dépit des progrès accomplis, la Tunisie n'a pas encore atteint la borne inférieure du revenu per capita (en termes de parité du pouvoir d'achat) des pays émergents de l'OCDE tels que le Mexique et la Pologne (FMI, 2004 a et 2004 b) (graphique 46). Le FMI (2004 c) soutient que la Tunisie a tous les atouts pour atteindre un palier de croissance plus élevé de manière à se rapprocher des revenus de ces pays. Cependant, deux états de faits constituent des obstacles à cette réalisation et peuvent inhiber tous les progrès accomplis : un endettement extérieur élevé (voir tableau 15) et un système bancaire fragilisé par les crédits non performants.

La réalisation de cet objectif requiert l'accélération des changements structurels dans une optique de libéralisation croissante de l'économie. Cette orientation radicale s'étend à la politique monétaire, au régime de change et à l'ouverture progressive du compte de capital. Dans cette perspective, afin de maintenir une politique monétaire indépendante et compatible avec les ambitions économiques, les autorités monétaires ont commencé une transition graduelle vers le régime de change flottant. Par ailleurs, l'adoption d'un régime de change flottant en Tunisie nécessite la consolidation de la politique fiscale et la capacité de la politique monétaire à maintenir la stabilité des prix. Les autorités monétaires tunisiennes sont conscientes de cette nécessité et étudient le passage à une politique monétaire plus adéquate à savoir : la politique de ciblage de l'inflation.

Récemment, les autorités monétaires tunisiennes ont officiellement annoncé la transition graduelle vers un régime de change à flottement libre et une politique monétaire de ciblage de l'inflation (FMI, 2007 d et 2007 f).

Graphique 46



Source: *World Economic Outlook, Mars 2007, FMI.*

De nombreux pays développés (Canada, Nouvelle Zélande, Royaume-Uni, Suède...), émergents (Israël, Chili, Brésil et Mexique) et en ascension (République Tchèque, Pologne et Hongrie) ont adopté avec succès la politique de ciblage ferme de l'inflation. Toutefois, très peu d'entre eux (Chili, Mexique et Israël) ont réalisé cette transition en

même temps que le passage d'un régime de change fixe à un régime de change flexible (Roger et Stone, 2005).

La double transition simultanée vers un régime de change flottant et une politique monétaire de ciblage de l'inflation suscite les débats. La question qui se pose est de savoir si la transition vers un régime de change flottant doit précéder l'implantation d'une politique de ciblage de l'inflation, ou doit être mise en œuvre en même temps. D'une part, Hakura (2005) souligne que le passage à un régime de change plus flexible ne requiert pas au préalable l'adoption d'une politique de ciblage de l'inflation¹⁶⁷. En moyenne, l'implantation du ciblage de l'inflation est réalisée deux ans suivant la transition vers le régime de change flottant.

D'autre part, les économistes du FMI (2004 c) affirment que durant la transition à un régime de change plus flexible, les pays émergents mettent l'accent sur l'évolution des institutions monétaires et financières. Cette évolution consiste à introduire plus d'indépendance de la Banque Centrale, à mettre en place une politique monétaire de ciblage de l'inflation, à améliorer la supervision bancaire et à développer le système financier.

Par ailleurs, le moment opportun de lancer officiellement le processus de transition est controversé¹⁶⁸. La littérature existante préconise le passage à un régime de change plus flexible lorsque les conditions sont favorables, c'est-à-dire en absence de pression spéculative visant la dépréciation du taux de change. Eichengreen et Masson (1998) recommandent l'abandon du régime de change fixe lorsque le taux de change s'apprécie (monnaie nationale forte). Detragiache et al. (2005) soutiennent que la transition d'un régime de change administré (comme c'est le cas en Tunisie) vers un régime de change plus flexible est incitée par une pression de dévaluation du taux de change.

¹⁶⁷ La Pologne est le seul pays à avoir mis en place une politique de ciblage de l'inflation avant la transition au flottement libre.

¹⁶⁸ À titre d'exemple, en dépit de l'annonce officielle des autorités monétaires chinoises de leur intention d'abandonner le rattachement au dollar américain, cette transition n'a pas encore eu lieu (Prasad et al., 2005).

Dans le contexte de l'orientation libérale de l'économie tunisienne, les autorités monétaires tunisiennes ont lancé le passage graduel à un régime de change plus flexible et la transition progressive d'une politique monétaire traditionnelle de ciblage d'un agrégat monétaire vers une politique monétaire de ciblage de l'inflation. La BCT souligne que le passage au flottement libre doit être progressif et prudent. Les autorités monétaires devraient réduire graduellement leurs interventions sur le marché des changes et laisser les forces du marché déterminer librement le taux de change. La BCT soutient qu'une politique monétaire flexible et indépendante s'épanouit dans un cadre de politique de change flottant. Toutefois, il n'est pas précisé si les deux passages auront lieu simultanément.

En vue d'atténuer la «peur du flottement», phénomène qui caractérise la politique monétaire et de change en Tunisie, le passage à un régime de change plus flexible devrait également s'accompagner du développement des instruments de couverture contre le risque de change (Leiderman et al., 2006)¹⁶⁹.

Depuis 2003, le processus de transformation de l'économie tunisienne selon une optique d'ouverture et de libéralisation économique a été accéléré. Certains progrès ont été accomplis afin de remplir les conditions institutionnelles et économiques préalables au passage à la politique du ciblage de l'inflation.

¹⁶⁹ L'introduction d'instruments performants de couverture contre le risque de change est récente en Tunisie. C'est en 1989 que l'option d'achat de devises avec une échéance allant de 3 à 12 mois a été annoncée par la BCT (circulaire no.89-08 de la BCT). En 2001, il a été décidé par les autorités monétaires d'étendre la possibilité de la couverture de change à terme aux opérations financières : les swaps de change et les accords de garantie de taux d'intérêt (Forward Rate Agreement) pour une durée maximale de 12 mois (circulaire no.2001-11 de la BCT).

5.1. Le relâchement de la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC)

La BCT et le FMI s'accordent sur la nécessité d'abolir définitivement la règle de stabilisation du taux de change effectif réel (TCERC) et d'introduire graduellement le régime de change flexible avant de s'engager dans la convertibilité totale du dinar. En fait, en dépit de l'efficacité de la règle du TCERC, l'ancrage, même modéré, du taux de change effectif réel est en totale contradiction avec le nouvel environnement économique ouvert, libéral et intégré de la Tunisie.

À mesure de l'intégration progressive de l'économie tunisienne dans les marchés internationaux des capitaux, le maintien du ciblage du taux de change effectif réel devient insoutenable en raison des mouvements incontrôlables des flux des capitaux et des difficultés d'estimer le taux de change réel d'équilibre. Dans ces conditions, la défense du rattachement du taux de change réel peut entraîner les conséquences suivantes :

En premier lieu, le secteur privé est incité à un endettement excessif en devises étrangères. Ce secteur pourrait considérer l'engagement des autorités monétaires envers un taux de change prédéterminé comme une garantie du montant de leur remboursement (Mussa et al., 2000).

En deuxième lieu, la libéralisation progressive du compte de capital accentue l'interdépendance entre les économies. Si les autorités monétaires ne disposent pas des informations nécessaires sur les mécanismes monétaires déterminants, elles peuvent perdurer involontairement des mésalignements du taux de change réel. Or, une surévaluation prolongée de la monnaie domestique est extrêmement déstabilisatrice pour les économies émergentes, fortement dépendantes des exportations. Elle peut engendrer une perte de compétitivité et aboutir à une crise de la balance des paiements¹⁷⁰. Par ailleurs, un mésalignement persistant pourrait encourager les attaques

¹⁷⁰ Neaime (2003) conclut que l'impact des mésalignements des taux de change effectifs réels entre les PSEM et l'UE sur le commerce des PSEM est amplifié par le partenariat euro-méditerranéen. Rappelons que la Tunisie est dans un stade avancé du partenariat Euro-Med. Par ailleurs, la Tunisie bénéficie d'un accès préférentiel au marché européen. En cas de perte de compétitivité liée à l'appréciation du dinar en termes réels effectifs, il serait difficile de trouver une réallocation des exportations. Bevilaqua et al. (2001) qualifient ces exportations difficiles à réorienter de «biens régionaux». Cette difficulté est accentuée par l'adoption de standards communs ainsi que par le faible coût de transport entre les partenaires.

spéculatives, contraignant ainsi la Banque Centrale à défendre sa monnaie en puisant dans les réserves de change.

L'assouplissement de la règle du TCERC, depuis le début de 2000, a engendré la dépréciation de la monnaie domestique. En effet, le taux de change effectif réel s'est déprécié de 4,5 % en 2005 (tableau 16). En termes effectifs nominaux, une dépréciation de 20% du dinar est notée sur la période 2000-2006. Le dinar s'est fortement déprécié par rapport à l'euro entre 2002 et 2003 (10% en termes nominaux, voir graphique 47). De même, entre le début de 1999, date de lancement de l'euro, et mars 2007, le dinar tunisien enregistre vis-à-vis de l'euro une dépréciation de 25,8% (Périodique de conjoncture, BCT, mars 2007). Le taux de change effectif réel ne montre pas de mésalignement par rapport à son taux d'équilibre (FMI, 2004 b et 2006 c).

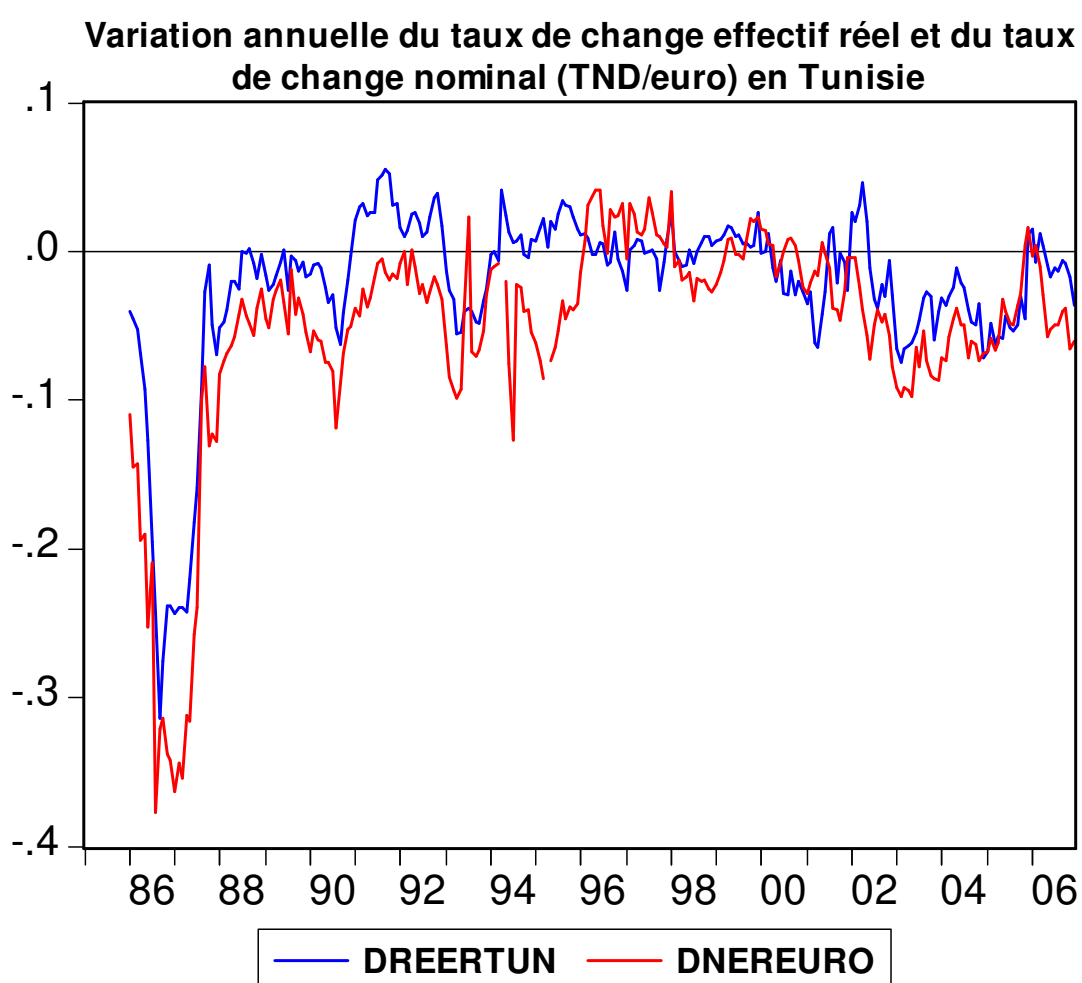
Le relâchement modéré de l'application de la règle du TCERC a été préjudiciable pour l'économie tunisienne. D'une part, malgré la tolérance des variations du taux de change effectif réel et la dépréciation du taux de change réel entre 2002 et 2006, la Tunisie n'a pas réussi à préserver sa compétitivité et à renforcer sa part de marché. En effet, les pertes des parts de marché à l'exportation s'élèvent à 8,6% sur la période 2002-2006 (FMI, 2007 d)¹⁷¹. D'autre part, il semblerait que la flexibilité de la règle du TCERC ait exercé une pression inflationniste. En 2004, l'inflation a légèrement augmenté dépassant 3% (3,8% en avril 2004 et 3,6% pour l'année). Ce dérapage a toutefois été rapidement maîtrisé par les autorités monétaires : en 2005 l'inflation a été ramenée à 2% (voir tableau 16).

La maîtrise de l'évolution des prix a été constatée en 2005. En dépit de l'envolée des cours mondiaux de pétrole et de l'accroissement de la production domestique, notamment agricole (grâce aux conditions climatiques favorables) qui compte avec un poids important dans le panier de consommation de base pour le calcul de l'inflation, la demande intérieure a été contenue dans des limites raisonnables. En outre, le phénomène de l'inflation importée a été dominé tout en ajustant les prix encadrés de plusieurs biens.

¹⁷¹ Pourtant, la part des exportations tunisiennes vers l'UE a augmenté de 0.13% en 1990 à 0.18% en 2004.

Au cours du premier semestre de 2006, la hausse des cours mondiaux du pétrole s'est de nouveau répercutée sur le niveau des prix en Tunisie. En mai 2006, l'inflation a atteint un pic de 5,3%. Dans le but de résorber ces dérapages inflationnistes, les autorités monétaires ont adopté une politique restrictive en augmentant le taux d'intérêt de 25 points de base et en élevant les réserves obligatoires à 3,5% (FMI, 2007 d). En dépit de ces efforts restrictifs, l'année 2006 est marquée par la plus forte reprise de l'inflation depuis le début du 21^{ème} siècle. En 2006, l'inflation enregistrée est de 4,5% (tableau 16).

Graphique 47



5.2. Le développement des marchés monétaires et financiers

Le ciblage de la masse monétaire doit être accompagné d'un rôle plus important du marché monétaire dans le recyclage des liquidités. Le nouvel instrument «pension livrée» devrait favoriser l'approfondissement du marché et la sécurisation des transactions. Les taux d'intérêt, plus dynamiques, fourniront les signaux à la BCT. Par ailleurs, l'adoption officielle de la base monétaire en tant que cible opérationnelle de la politique monétaire en 2006 marque une avancée dans la transition vers une politique monétaire de ciblage de l'inflation. En outre, cette nouvelle orientation permet d'approfondir le marché monétaire en octroyant plus de flexibilité au taux d'intérêt, et d'améliorer le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Conformément aux recommandations du FMI, la BCT a œuvré en vue de renforcer le marché monétaire interbancaire. Ainsi en 2005, à plusieurs reprises, la BCT s'est abstenue de fournir des liquidités via les appels d'offre dans le but d'inciter les banques à se financer sur le marché interbancaire. D'ailleurs le volume des transactions interbancaires a triplé entre 2002 et 2005 (FMI, 2006 e). Les économistes du FMI soutiennent que le renforcement du marché monétaire interbancaire nécessite des efforts en matière de libéralisation des taux d'intérêt. Pour ce faire, un élargissement de la bande de fluctuation du taux du marché monétaire (TMM) est indispensable.

Les économistes du FMI (2006 c) soulignent que la perspective d'une intégration financière internationale de la Tunisie est fortement tributaire de l'assainissement du système bancaire, notamment des crédits non performants (ou douteux). La situation demeure alarmante : en 2005, les crédits non performants représentent 21% du total des crédits et les provisions des banques sont faibles (47% des crédits non performants)¹⁷². À cet effet, le programme d'évaluation du secteur financier (PESF), lancé en 2002, a été actualisé en 2006 en collaboration avec le FMI¹⁷³. Parmi les actions mises à niveau, un plan proactif de restructuration des dettes a été mis en place dans le but de réduire davantage les crédits non performants. En 2006, le PESF a engendré des résultats positifs : les crédits non performants ont baissé à 19.2% du total des crédits. Quant aux

¹⁷² Cette situation résulte de la politique d'allocation des crédits vers des secteurs prioritaires tel que le tourisme.

¹⁷³ Pour plus de détails concernant le PESF, consulter FMI (2006 e).

projections des provisions, elles s'élèvent à 70% des crédits non performants en 2009 (FMI, 2007 d).

La BCT a mis l'accent sur le développement du marché des changes afin qu'il soit en mesure de déterminer le taux de change d'équilibre. En 2003, des efforts de libéralisation et de dynamisation du marché des changes ont été fournis dans ce sens. L'obligation de cession des devises auprès de la BCT a été réduite de 50 à 30% et totalement abolie en 2005¹⁷⁴. La pratique du nivellement a été suspendue par la BCT¹⁷⁵. Les conséquences de la dynamisation du marché des changes ont été perçues rapidement notamment au niveau de l'amélioration de la liquidité. Entre 2002 et 2005, le volume des opérations de change interbancaires a augmenté de 46% (FMI, 2006 e). En 2005, la part des échanges interbancaires de devises contre dinar a atteint 92% alors que les opérations avec la BCT se sont limitées à 8% des échanges totaux. Ces parts s'élevaient respectivement à 71% et 29% en 2002. Le volume des interventions de la BCT sur le marché des changes a baissé de 48% entre 2004 et 2005.

Le FMI (2004 a, 2006 c et 2007 d) recommande à la BCT d'abandonner définitivement la pratique du nivellement, mais aussi d'arrêter la communication des cotations quotidiennes des taux acheteurs et vendeurs¹⁷⁶. Les autorités monétaires tunisiennes ont reconnu que le nivellement et la cotation quotidienne de la BCT demeurent les principaux obstacles au développement du marché des changes, et envisagent leur élimination. Ces mesures n'empêcheraient pas la BCT d'intervenir sur le marché des changes conformément à sa politique de change. En revanche, elles permettraient aux forces du marché de jouer pleinement leur rôle dans la détermination du taux de change. Dans un deuxième temps, la BCT pourrait réduire progressivement ses interventions sur le marché des changes. En outre, les économistes du FMI (2006 c) prônent en faveur de l'abandon des restrictions sur les instruments de couverture à terme contre le risque de change.

¹⁷⁴ L'obligation de cession est une règle qui contraint les entreprises exportatrices à déposer auprès de la BCT un pourcentage de leurs recettes en devises. En 2003, ce pourcentage est passé de 50% à 30% des recettes.

¹⁷⁵ La pratique du nivellement oblige les banques à transférer leurs positions en devises de fin de journée à la BCT.

¹⁷⁶ Cette pratique est exercée par la BCT afin de fournir des taux de change indicatifs aux banques. Il est recommandé aux banques de ne pas trop s'écarter de ces taux cotés. Ils leur servent de base pour l'élaboration de leurs stratégies selon leurs positions sur les différentes devises.

Sous un régime de change flexible et de ciblage de l'inflation, les fluctuations du taux de change permettent d'ajuster les différences entre les conditions économiques domestiques et étrangères. Cependant, de larges mouvements du taux de change peuvent nuire au service de la dette extérieure (la «peur du flottement»). C'est pourquoi, la flexibilité du marché de l'emploi doit être améliorée afin de contribuer à l'absorption des effets des chocs exogènes qui affectent l'économie.

5.3. La prévision de la conjoncture

Les économistes du FMI (2007 d) soulignent la nécessité d'améliorer la capacité de recherche et de prévision de la BCT. En collaboration avec le FMI, les chercheurs de la BCT ont travaillé sur les projections mensuelles de la base monétaire nécessaires au ciblage de la masse monétaire. Pour ce faire, la BCT et le Trésor Public envisagent des mécanismes de coordination sur les projections des flux de trésorerie de l'État (FMI, 2004 c).

Dans la perspective d'une orientation vers une politique monétaire de ciblage de l'inflation, la prévision de l'inflation est le fondement d'une bonne conduite de cette politique monétaire. En particulier, la maîtrise de l'écart temporel entre la réaction de la BCT et ses effets sur l'inflation est cruciale dans la mesure où elle permet à la BCT de réagir au moment opportun. Ainsi, les décisions de politique monétaire ne sont plus basées sur l'inflation passée, mais sur l'inflation anticipée (FMI, 2007 f). Toutefois, les économistes du FMI (2007 f) considèrent que les techniques de prévision de l'inflation de la BCT ne sont pas encore opérationnelles. Par ailleurs, l'administration du tiers des prix inclus dans le CPI représente un obstacle à la prévision de l'inflation en Tunisie (FMI, 2007 f. Voir tableau 11, chapitre 2 de la première partie).

La littérature existante sur les techniques de prévision de l'inflation traite peu des cas des pays émergents, et ce en raison de trois facteurs : 1) la dominance de l'agriculture rend l'inflation plus dépendante du climat que de l'activité économique, 2) la non disponibilité de données fiables et à plusieurs fréquences et 3) les économies émergentes sont exposées aux crises déstabilisatrices de l'activité économique.

Les économistes du FMI (2007 f) ont tenté de développer un modèle adéquat de prévision de l'inflation¹⁷⁷. Leur modèle simple, où l'inflation future est uniquement expliquée par l'inflation actuelle (modèle naïf), n'a pas une grande capacité de prédiction de l'inflation en Tunisie. Les auteurs attribuent ce résultat à la forte volatilité de l'inflation entre 2000 et 2006. Les autres modèles ont été exposés dans le chapitre 2 de la première partie. Il apparaît que là encore, des problèmes de faible robustesse

¹⁷⁷ Pour ce faire, ils ont tenté d'estimer différentes mesures d'inflation : l'inflation basée sur le CPI et la même variable excluant les cinq puis les dix composantes les plus volatiles du CPI.

statistique des résultats se posent. Les économistes du FMI (2007 f) recommandent de perfectionner les techniques de prévision afin d'améliorer la qualité des estimations de l'inflation future en Tunisie.

Dans les chapitres précédents, l'accent a été mis sur l'identification des relations dynamiques entre les mouvements du taux de change nominal et les prix. Dans ce contexte, le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix et sa capacité à absorber les effets inflationnistes des chocs ont été traités. Dans le chapitre qui suit, dans le cadre de notre travail empirique, la ligne de recherche est orientée vers la sensibilité des prix aux mouvements non anticipés du taux de change nominal, c'est-à-dire aux chocs de change, dans les deux pays sélectionnés, à savoir : la Tunisie et la Jordanie.

À ce stade du travail, il est important de souligner que les interactions notées entre les variations du taux de change nominal, de M2, du niveau des prix, du taux de change réel et des instruments monétaires sont à considérer avec réserve. En effet, la mise en exergue des relations de corrélations et de causalité au sens de Granger entre ces variables ne suffit pas pour soutenir l'existence d'impact d'une variable sur une autre. Dés lors, une étude empirique nous permettra d'explorer la piste de recherche amorcée par l'approche analytique et descriptive. Les résultats préliminaires obtenus par cette approche nous amènent à approfondir la recherche sous l'angle d'une approche dynamique. Ainsi, notre travail empirique s'articule autour des lignes de recherche suivantes :

- L'étude de la relation entre le taux de change nominal et les prix contient deux volets. Le premier traite du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix et son impact indirect sur le taux de change réel. Cela revient à examiner la capacité du taux de change nominal à influencer les prix afin d'absorber les effets inflationnistes des chocs.

Le deuxième volet consiste à étudier la vulnérabilité des cibles intermédiaires et finales (masse monétaire M2, ancrage du taux de change réel et prix) de la politique monétaire aux chocs de change. Compte tenu de la politique monétaire actuelle d'ancrage d'un agrégat monétaire en Tunisie, ainsi que des perspectives de passage au régime de change flottant et au ciblage de l'inflation aussi bien en Tunisie qu'en Jordanie, la mise en évidence d'une sensibilité des prix aux mouvements du taux de change nominal est cruciale pour la conduite de la politique monétaire. Non seulement la réalisation de l'objectif final actuel de maîtrise de l'inflation pourrait être perturbée par les chocs de

change, mais aussi le projet d'une transition vers une politique d'ancrage de l'inflation pourrait être entravé par les effets de ces chocs.

- La transmission de la politique monétaire de l'instrument opérationnel au taux de change nominal constitue un lien important pour la conduite de la politique monétaire. C'est pour cette raison que la réponse du taux de change nominal aux chocs de politique monétaire est traitée.

- La théorie monétariste nous incite à évaluer les liens dynamiques entre la masse monétaire M2, les prix et le taux de change réel. En d'autres termes, il est opportun d'identifier les effets des chocs d'offre monétaire sur les prix et le taux de change réel.

Dans le but de tenir compte de ces différentes lignes de recherche, notre modèle empirique inclut les variables suivantes : le taux de change effectif réel, les prix, la masse monétaire M2, le taux de change nominal et le taux d'intérêt à court terme (le cas où l'instrument opérationnelle de la politique monétaire est la base monétaire est également considéré).

Le cas empirique de la Tunisie est particulièrement intéressant dans la mesure où il intègre une toile d'une pluralité de variables cibles, à titre intermédiaire ou final, officieux ou officiel, de la politique monétaire.

En Tunisie, la politique monétaire repose sur un mix d'ancrage *de jure* et *de facto*. L'ancrage du taux de change réel par la pratique de la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC) répond à un objectif de maintien de la compétitivité. Les prix représentent la cible finale de la politique monétaire. L'ancrage de M2 au titre de cible intermédiaire est le fondement de la politique d'ancrage monétaire. Le taux de change nominal est l'objet d'un ancrage souple *de facto* de la politique monétaire (rompu à partir de 2005). Le quasi-ancrage du taux de change nominal est poursuivi dans le but de réaliser l'objectif de gestion de la dette extérieure. Dans le cadre de cet ancrage, la marge de fluctuation du taux de change nominal permet d'absorber les effets des chocs sur le taux de change effectif réel (objectif de compétitivité) et sur les prix (objectif final de maîtrise de l'inflation). Enfin, le taux d'intérêt à court terme est modérément ancré pour des fins de stabilité financière.

La multiplicité d'ancrages et d'objectifs *de jure* et *de facto* de la politique monétaire en Tunisie peut être résumée comme suit :

Ancrage intermédiaire	Objectif final
Masse monétaire M2	Maîtrise de l'inflation
Taux de change effectif réel	Maintien de la compétitivité
Taux d'intérêt à court terme	Stabilité financière
Taux de change nominal	Gestion de la dette extérieure

Notre travail empirique cherche à examiner les relations dynamiques entre les différentes variables piliers de la politique monétaire en Tunisie et en Jordanie. Ces relations s'inscrivent dans le cadre de la hiérarchisation des objectifs de la politique monétaire. Ainsi, les relations entre les cibles opérationnelles, les cibles intermédiaires et les variables des objectifs finaux sont mises en exergue. En outre, les effets perturbateurs des chocs qui affectent la panoplie des ciblage et objectifs de la politique monétaire sont identifiés.

CHAPITRE IV : ÉTUDE ÉCONOMÉTRIQUE

1. Partie empirique : cas de la Tunisie

1.1. Définition et effets des chocs

Typiquement, dans la littérature existante, les chocs d'offre réelle peuvent être définis comme des changements exogènes des prix des matières premières ou de l'énergie, des chocs de productivité ou de salaires. Les chocs de demande réelle regroupent les changements non anticipés des consommations, des investissements ou des dépenses gouvernementales. Les chocs de demande réelle étrangère représentent des variations de la demande étrangère adressée aux biens domestiques. Ils peuvent être dus à la perte de compétitivité du pays exportateur ou à une modification des habitudes de consommation émanant de l'étranger. Dans la littérature, les chocs de demande réelle étrangère sont également identifiés comme des chocs de termes d'échange. Les chocs de demande monétaire sont des chocs de demande d'encaisses nominales (Garatti, 2003). Ils peuvent résulter d'un besoin des agents nationaux de faire face aux pressions inflationnistes, de la libéralisation financière ou d'une perte de confiance dans le régime de change pratiqué par les autorités monétaires.

Les chocs budgétaires sont contenus dans les chocs de demande. L'isolation des chocs de demande monétaire permet de préserver l'indépendance de la Banque Centrale en évitant le traitement des chocs d'origine budgétaire. La distinction entre les chocs de demande monétaire et les chocs de demande réelle se base sur des restrictions de neutralité à long terme¹⁷⁸.

Du point de vue de la politique économique, la distinction entre les chocs d'offre réelle, de demande réelle et de demande monétaire permet la répartition des responsabilités des ajustements des effets de ces chocs entre les fonds structurels, les autorités budgétaires et les autorités monétaires. Ainsi, les chocs d'offre réelle relèvent des politiques structurelles, les chocs de demande réelle sont traités par les autorités budgétaires et les chocs de demande monétaires par les autorités monétaires. Il s'agit du principe d'efficacité de Mundell.

¹⁷⁸ Ces restrictions consistent à supposer que les chocs monétaires n'ont pas d'effets permanents sur les encaisses réelles.

Les chocs d'offre monétaire traduisent des variations non anticipées de l'offre de monnaie. Les chocs de change sont définis comme des mouvements non anticipés du taux de change nominal. Les chocs de politique monétaire reflètent des mouvements non anticipés de l'instrument opérationnel de la politique monétaire (taux d'intérêt à court terme ou base monétaire).

L'identification des chocs de politique monétaire n'est pas une tâche facile. En effet, la politique monétaire dépend de l'état de l'économie. Dès lors, l'isolation de ces chocs revient à délimiter les actions des autorités monétaires qui ne sont pas réactives aux variables macroéconomiques¹⁷⁹.

Dans la littérature existante, une distinction est établie entre les effets à court terme et les effets à long terme des chocs.

En ce qui concerne notre travail, nous retenons le cadre théorique macroéconomique traditionnel développé par Mundell (1963), Fleming (1962) et Dornbusch (1976). Ainsi, nous fondons notre analyse sur les hypothèses des effets contemporains des chocs, inspirées du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch, telles qu'énoncées par Clarida et Gali (1994). Dans ce cadre théorique, l'impact d'un choc positif est décrit. Toutefois, il est important de noter qu'un choc positif signifie qu'il s'agit d'une simulation unitaire positive (variation positive de la variable «proxy») et qu'il n'est pas forcément favorable à l'économie affectée. Les formulations des effets attendus sont les suivantes :

- Lorsqu'un pays est touché par un choc positif d'offre réelle, on assiste à une augmentation du niveau de la production nationale, à une dépréciation réelle de la devise domestique et à une baisse des prix¹⁸⁰. La baisse des prix obéit au simple mécanisme de l'offre et de la demande (voir annexe 8). La dépréciation de la monnaie domestique traduit un double mécanisme. D'une part, dans une économie ouverte,

¹⁷⁹ À titre d'exemple, dans le but d'identifier les chocs de politique monétaire, Christiano et al. (1994 et 1998) procèdent à la régression de l'équation suivante : $S_t = \psi(\Omega_t) + \varepsilon_t$.

S_t est l'instrument de la politique monétaire (taux d'intérêt à court terme ou agrégat monétaire), $\psi(\Omega_t)$ est une fonction linéaire de l'information dont disposent les autorités monétaires pour la fixation de S_t et ε_t est un choc de politique monétaire.

¹⁸⁰ Il est à noter que le modèle de Balassa (1964) et Samuelson (1964) prévoit plutôt que, sous certaines hypothèses, un choc d'offre positif entraîne une appréciation réelle de la devise nationale.

comme la Tunisie, les autorités monétaires déprécient la monnaie domestique dans le but de stimuler l'exportation de l'excès inattendu de production. D'autre part, cette dépréciation permet d'absorber la déflation par le phénomène de l'inflation importée.

- Un choc positif de demande réelle entraîne une augmentation du niveau de la production nationale, une appréciation réelle de la devise domestique nationale ainsi qu'une hausse des prix.

- En réponse à un choc positif de demande monétaire, la production nationale s'accroît, la monnaie nationale se déprécie en termes nominaux et le niveau des prix évolue à la hausse¹⁸¹. Cette dépréciation nominale est accompagnée d'une dépréciation réelle en cas de rigidité des prix.

- Un choc d'offre monétaire expansionniste cause une augmentation des prix et une dépréciation nominale et réelle de la monnaie domestique¹⁸². Cette dépréciation accroît la demande étrangère adressée à la production nationale. Par ailleurs, l'accroissement de l'offre monétaire génère une hausse de la demande domestique des biens nationaux, notamment avec la détérioration de la compétitivité des biens étrangers (hausse des prix des importations suite à la dépréciation du taux de change nominal). Ainsi, la demande agrégée augmente, et par conséquent la production nationale est stimulée.

- Un choc de politique monétaire expansionniste provoque une dépréciation nominale de la monnaie domestique dont le pic intervient au moment du choc. Par ailleurs, en se basant sur une interprétation monétariste de type ISLM, un choc restrictif de politique monétaire génère une baisse des prix. En effet, la contraction de la politique monétaire est déflationniste (Sims, 1992).

Le modèle Mundell-Fleming-Dornbusch repose sur deux hypothèses de base : la rigidité des prix (imperfection du marché des biens) et la mobilité parfaite des capitaux (marchés des capitaux sans distorsions). Ce modèle stipule que le régime de change

¹⁸¹ Un choc positif de demande monétaire correspond à un choc de baisse de la demande de monnaie.

¹⁸² La dépréciation de la devise domestique suite à la hausse de l'offre de monnaie s'explique en partie par l'excès de la devise nationale perçu par les agents sur le marché des changes. Obstfeld et Rogoff (1995) soulignent qu'en raison de la vérification de la loi du prix unique et de la parité du pouvoir d'achat, un choc monétaire n'a pas d'impact sur le taux de change réel. Seul le taux de change nominal répond au choc d'offre de la monnaie.

approprié est lié à la nature des chocs qui affectent l'économie. Si les chocs réels sont dominants, alors le régime de change flexible est indispensable. En réponse à ces chocs, sachant que les prix sont rigides, les ajustements des prix relatifs sont obtenus par les variations du taux de change nominal. En revanche, si les chocs affectant l'économie sont davantage de nature monétaire, le régime de change fixe est préconisé. Les effets de ces chocs sont résorbés par les changements au niveau des encaisses monétaires nominales.

Le courant de pensée du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch a été largement critiqué. Les deux hypothèses de base sont réfutées en pratique, notamment dans les pays émergents qui se caractérisent par des distorsions des marchés des actifs (l'accès à ces marchés est réservé à une tranche de la population : les intermédiaires professionnels) (Lahiri et al., 2006).

Conventionnellement, un choc de change, traduit par une appréciation nominale de la monnaie domestique, résulte en une baisse des prix. L'appréciation du taux de change nominal augmente les prix des exportations et réduit les prix des importations. Il en résulte que la compétition des biens importés baisse la demande adressée aux biens domestiques. D'où la diminution des prix domestiques.

L'impact déflationniste du choc de change positif (appréciation nominale de la monnaie nationale) est résorbé par une baisse du taux d'intérêt à court terme. Ce mécanisme s'inscrit dans le cadre de la relation tridimensionnelle «taux de change – prix – taux d'intérêt»¹⁸³. Par ailleurs, la diminution du taux d'intérêt à court terme en réponse à un choc positif de change est également justifiée sur le marché monétaire. En effet, l'appréciation inattendue de la monnaie domestique incite les agents à détenir un stock inférieur de monnaie, ce qui entraîne la baisse du taux d'intérêt à court terme. Cependant, ce mécanisme est peu probable en Tunisie en raison d'une part de la politique de restriction sur les mouvements des capitaux, tels que les opérations

¹⁸³ La relation tridimensionnelle «taux de change – prix – taux d'intérêt» est un élément crucial pour la conduite de la politique monétaire. À cet effet, dans le but d'étudier la sensibilité des prix au taux de change et au taux d'intérêt, les Banques Centrales du Canada et de la Nouvelle Zélande ont construit un indice des conditions monétaires. Il s'agit d'un indicateur avancé de la politique monétaire basé sur une moyenne pondérée du taux de change et du taux d'intérêt à court terme (Mishkin, 2000 a). La Banque du Canada affirme que cet indice vise à montrer qu'aussi bien le taux d'intérêt à court terme que le taux de change sont des canaux de transmission de la politique monétaire.

massives de placement ou d'investissement, d'autre part, du faible développement du marché des changes¹⁸⁴.

L'effet d'un choc positif de change sur la production est controversé selon qu'on se positionne du côté de l'offre ou du côté de la demande. Du côté de la demande, la baisse des prix des importations et la diminution de la demande adressée aux biens domestiques suite à l'appréciation de la monnaie domestique causent un déclin de la production nationale. Aussi, la détérioration de la compétitivité-prix des biens domestiques à l'échelle internationale décroît la demande étrangère adressée aux biens domestiques et résulte en une baisse de la production nationale. En revanche, du côté de l'offre, une appréciation de la monnaie domestique entraîne une diminution des prix des biens intermédiaires importés inclus dans les facteurs de production, et donc du coût de production. Par conséquent, la demande du facteur travail augmente, et la production croît à son tour.

Kandil et Mirzaie (2003) concluent que l'impact final d'un choc de change sur la production dans les pays du MENA (Moyen-Orient et Afrique du Nord) est indéterminé. En ce qui concerne notre travail, étant donné le degré élevé de l'ouverture commerciale de la Tunisie (98,63% en 2006, voir tableau 2, chapitre 1 de la première partie) et l'importance accordée au maintien de la compétitivité (poursuite de la règle du taux de change effectif réel constant), nous retiendrons l'hypothèse du scénario du côté de la demande, à savoir : une appréciation nominale du dinar tunisien provoque un déclin de la production. D'ailleurs, ce résultat a été validé par Boughrara (2007).

¹⁸⁴ En effet, à ce jour, en dépit de l'ouverture progressive du compte de capital, l'intégration dans les marchés internationaux des capitaux demeure partielle et contrôlée. Le dinar tunisien est semi-convertible (voir gestion du compte de capital, chapitre 3).

Les effets à long terme des chocs sont les suivants :

■ L'hypothèse de la neutralité à long terme de la monnaie stipule que les chocs monétaires n'ont pas d'effets sur la production et sur les encaisses réelles. À long terme, l'inflation est un phénomène monétaire et la monnaie est sans influence sur la sphère réelle. Cette conception repose théoriquement sur le postulat établissant que toute monnaie en circulation est détenue à titre volontaire, ainsi que sur l'existence d'un équilibre entre l'offre et la demande de monnaie. En effet, les agents ajustent les prix en cas de chocs monétaires.

■ Les chocs de demande réelle ont un impact à long terme sur les encaisses réelles et sur l'inflation. On se situe dans le cadre de la théorie budgétaire du niveau des prix¹⁸⁵.

Quelle que soit la méthode employée, l'analyse des chocs macroéconomiques n'est pas chose facile car, par définition, les chocs ne sont ni observables, ni prévisibles. C'est pourquoi, il est nécessaire de recourir à des techniques économétriques pour les étudier.

¹⁸⁵ Selon le degré de persistance des deux chocs (chocs de demande réelle et chocs de demande monétaire), et selon le degré d'accommodation des autorités monétaires aux décisions de politique budgétaire, on aboutit à une conception quantitativiste et/ou budgétaire de l'inflation à long terme.

1.2. Dynamiques des chocs dans le contexte spécifique de la politique monétaire en Tunisie et revue de la littérature empirique

Dans la mesure où les autorités monétaires tunisiennes poursuivent une politique monétaire d'ancrage généralisé souple, il serait pertinent de poser un cadre théorique spécifique de la dynamique des chocs et des contraintes émanant du choix de cette politique monétaire particulière. Pour ce faire, nous tentons d'analyser les effets des chocs, préconisés par le modèle Mundell-Fleming-Dornbusch, tout en tenant compte des mécanismes induits par les différents ciblés et ancrages *de jure* et *de facto* de la politique monétaire en Tunisie.

Dans le cadre du partenariat Euro-Med, la fin des accords multifibres en 2005 et l'instauration définitive d'une zone de libre-échange total avec l'Union Européenne en 2008 exposeront l'économie tunisienne, jusque là protégée, particulièrement à deux chocs. Le premier est un choc budgétaire dû à la suppression des droits de douane, source importante des revenus gouvernementaux. Le deuxième est un choc industriel (notamment de demande réelle étrangère) lié à la fragilité de la compétitivité de l'industrie tunisienne au niveau international.

En théorie, lorsqu'une économie est affectée par un choc de hausse de la demande réelle, les autorités monétaires réagissent par la variation du taux de change nominal et du taux d'intérêt à court terme afin d'absorber la hausse des prix provoquée par ce choc. Cependant, en raison de la pratique de la règle d'ancrage du taux de change effectif réel constant (TCERC), ces réponses n'arrivent pas à contrecarrer totalement la pression inflationniste. La tendance inflationniste engendrée par le choc de demande réelle est nourrie par la règle du TCERC. La littérature s'accorde sur les effets amplificateurs de l'inflation attribués à la règle du TCERC, notamment lorsqu'une économie est affectée par des chocs exogènes réels ou fiscaux. Cette relation a été constatée dans de nombreux pays émergents qui appliquaient cette règle¹⁸⁶.

¹⁸⁶ À titre d'exemple, le Brésil, l'Argentine et Israël ont connu des épisodes sévères d'inflation au milieu des années 80. Durant cette période, ces pays appliquaient la règle du taux de change effectif réel constant et ont été exposés à des chocs externes importants.

En Tunisie, en vue de préserver le niveau de compétitivité, la règle du TCERC a été rigoureusement pratiquée jusqu'à la fin des années 90. C'est pourquoi une attention particulière est accordée aux effets des chocs de demande réelle.

Choc de demande réelle et spirale inflationniste de la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC)

À la suite d'un choc positif de demande réelle, la demande adressée aux biens échangeables et non échangeables augmente et les prix de ces biens évoluent vers la hausse. Sachant que le taux de change réel (au certain) peut être défini comme le rapport des prix des biens échangeables aux prix des biens non échangeables et que les prix des biens non échangeables sont plus rigides en Tunisie (tableau 11, chapitre 2 de la première partie), il en résulte donc une appréciation réelle de la monnaie tunisienne, non tolérée par la règle du TCERC¹⁸⁷. Afin d'éviter ce dérapage, le taux de change nominal s'ajuste en se dépréciant. Il permet d'absorber les effets perturbateurs du choc de demande réelle sur le taux de change réel et d'assurer le maintien de la compétitivité.

La dépréciation du taux de change nominal implique une baisse des prix domestiques par rapport aux prix étrangers¹⁸⁸. D'où, le détournement de la demande domestique des biens étrangers vers les biens domestiques exerce des pressions inflationnistes. Ainsi, en rétablissant la compétitivité, la dépréciation du taux de change nominal engendre un déplacement de la demande domestique (Dornbusch, 1988). En outre, la dépréciation du taux de change nominal provoque le phénomène de l'inflation importée. En revanche, contrairement au taux de change réel de l'ancrage, le taux de change réel d'équilibre tient compte du choc réel et réagit par une appréciation. À la fin de ces mécanismes, l'impact du choc de demande réelle se résume non seulement à un mésalignement du taux de change réel d'équilibre, mais aussi à une hausse du niveau général des prix.

Dans le même ordre d'idées, Fanizza et al. (2002) soutiennent que sous la règle du TCERC et en cas de chocs réels, la hausse générale des prix est indispensable pour relâcher la demande des biens domestiques. Si la hausse du niveau général des prix ne

¹⁸⁷ Ce mécanisme est conforme aux résultats de Clarida et Gali (1994). Ces derniers ont conclu que les chocs de demande réelle sont la source principale des fluctuations du taux de change réel.

¹⁸⁸ Les prix étrangers importés deviennent plus chers en termes de monnaie domestique.

réussit pas à atténuer l'excès de demande, l'inflation devient permanente¹⁸⁹. Par ailleurs, Kandil et Mirzaie (2003) spécifient que l'effet final de la dépréciation du taux de change nominal dépend des évolutions combinées de l'offre et de la demande.

Montiel et Ostry (1991) soulignent que dans un contexte de libre mobilité des capitaux, la politique monétaire ne peut pas agir contre cette inflation. D'une part, l'offre de monnaie n'est plus contrôlée simplement par une politique monétaire restrictive (stérilisation). D'autre part, dans la mesure où les agents économiques peuvent se procurer des liquidités étrangères, les instruments monétaires directs d'encadrement du crédit n'influent plus sur la masse monétaire, et donc sur l'inflation. Il en découle que le seul recours des autorités monétaires est d'imposer des restrictions sur les mouvements des flux des capitaux dans le but de contrôler l'offre de monnaie domestique. Toutefois, cette mesure peut être entravée par l'émergence d'un marché de change parallèle.

Choc de demande monétaire et règle du TCERC

Conformément aux prédictions théoriques du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch, un choc positif de demande monétaire résulte en une hausse des prix et en une dépréciation réelle du dinar tunisien. Or, cette dépréciation réelle n'est pas tolérée par la règle du TCERC. D'où, les autorités monétaires apprécient le taux de change nominal afin de ramener le taux de change réel à son niveau d'ancrage. Cependant, compte tenu de la «peur du flottement» qui anime les autorités monétaires tunisiennes (rappelons l'ancrage implicite souple du taux de change nominal), ces dernières limitent la volatilité nominale de la monnaie domestique. L'appréciation limitée du taux de change nominal est insuffisante pour rétablir le niveau d'ancrage du taux de change effectif réel, ainsi que pour absorber la hausse des prix. Par ailleurs, afin de contrecarrer la baisse de la demande de monnaie, les autorités monétaires suivent une politique monétaire expansionniste¹⁹⁰. Elles baissent le taux d'intérêt, ce qui a pour effet d'augmenter l'offre de monnaie ainsi que les prix. Ainsi, les actions combinées des autorités monétaires ont renforcé l'inflation causée par le choc de demande monétaire.

¹⁸⁹ Une politique fiscale appropriée peut contribuer à maîtriser l'inflation. Une réponse fiscale telle qu'une coupure importante des dépenses gouvernementales en biens non échangeables peut freiner l'inflation et la ramener au niveau initial.

¹⁹⁰ Le choc de demande monétaire est qualifié de choc positif dans la mesure où il s'agit d'une simulation unitaire positive. Toutefois, sur le plan économique, les effets du choc correspondent à une baisse de la demande de monnaie.

Par conséquent, la BCT semble favoriser la poursuite de l'objectif de gestion de la dette extérieure au détriment des objectifs de maintien de la compétitivité et de maîtrise de l'inflation.

Choc d'offre monétaire et règle du TCERC

En Tunisie, le ciblage de M2 accompagné d'une politique de stabilisation du taux de change effectif réel peut s'avérer coûteux en terme d'inflation lorsque l'économie est affectée par un choc positif d'offre monétaire. En accord avec le modèle Mundell-Fleming-Dornbusch, un choc expansionniste d'offre monétaire entraîne une dépréciation réelle du dinar tunisien. Toutefois, rappelons que ce mécanisme repose sur les réactions des agents sur les marchés des changes en réponse au choc d'offre monétaire. Sachant qu'en Tunisie, malgré la libéralisation progressive du compte de capital, les restrictions sont maintenues sur les flux des capitaux¹⁹¹, cette relation entre l'offre monétaire et le taux de change réel pourrait ne pas être vérifiée. Par ailleurs, Kamar (2004) explique que dans les économies émergentes, notamment les MENA (pays du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord), la variation du taux de change réel dépend du sens de la consommation des biens échangeables et non échangeables générée par l'accroissement de l'offre de monnaie. Si la demande est massivement adressée aux biens échangeables, les prix de ces derniers vont augmenter par rapport aux prix des biens non échangeables et le dinar tunisien s'apprécie en termes réels. Dans le cas où la demande est véhiculée vers les biens non échangeables, la monnaie domestique se déprécie en termes réels. Étant donné la forte administration des prix des biens non échangeables en Tunisie (tableau 11, chapitre 2 de la première partie), la deuxième option est peu probable.

Dans tous les cas, en Tunisie, en raison de la poursuite de la règle du TCERC, la volatilité du taux de change réel n'est pas tolérée. Ayant remarqué la déviation de la croissance de la cible intermédiaire M2, la BCT agit sur l'offre monétaire en vue de rétablir la dynamique monétaire selon la trajectoire ciblée. Cette réponse favorise le retour du taux de change effectif réel à son niveau d'ancrage.

¹⁹¹ Le dinar tunisien est semi-convertible. Les restrictions sur les opérations courantes ont été libéralisées. En revanche, les opérations de capital demeurent sous le contrôle des autorités monétaires (voir chapitre 3).

Dans le même ordre d'idées, Boughrara (2003) met en évidence la poursuite d'une politique d'ancrage du taux de change effectif réel par les autorités monétaires tunisiennes. En effet, suite aux chocs monétaires, le dinar tunisien affiche une appréciation temporaire. Ensuite, le taux de change réel s'ajuste rapidement pour revenir à son niveau initial. Ce résultat rejoint la théorie de Mundell-Fleming-Dornbusch et les résultats de Clarida et Gali (1994) et confirme que l'impact des chocs monétaires sur le taux de change réel n'est pas permanent.

Paradoxalement, l'économie tunisienne a réussi à éviter la spirale inflationniste et le mésalignement du taux de change réel liés à la règle du TCERC (FMI, 2007 f), notamment en cas de choc de demande réelle et monétaire. À ce niveau, il est important de souligner que nos résultats de régression de la courbe de Phillips (décrits au chapitre 2 de la première partie) montrent qu'en Tunisie, les chocs de demande réelle n'expliquent pas d'une manière significative la variation des prix. Ce phénomène s'explique par les facteurs suivants : absence de chocs exogènes significatifs, indépendance relative de la politique monétaire et discipline rigoureuse notamment en matière de lutte contre l'inflation, imposition des contrôles sur les flux des capitaux, rigidité des prix et des salaires et inexistence d'un marché de change parallèle important {Fanizza et al. (2002) et Dropsy et Grand (2004)}.

Absence de chocs significatifs affectant l'économie tunisienne

Les chocs du prix de pétrole n'ont pas eu d'impact négatif sur l'économie tunisienne. Bien au contraire, elle en a bénéficié étant donné sa position d'exportateur net de pétrole. Depuis le milieu des années 80, la Tunisie n'a pas été affectée par des chocs de termes d'échange significatifs. Les termes d'échange ont été stables entre 1985 et 1995; et une légère détérioration progressive de 8% a marqué la deuxième moitié des années 90.

En dépit du nombre limité de chocs de demande qui ont affecté la Tunisie, la politique macroéconomique a été orientée vers une prévention contre les effets des chocs éventuels, notamment à travers l'ajustement fiscal. Ainsi, le gouvernement a mis l'accent sur la réduction du déficit budgétaire spécialement en périodes où la demande privée a connu une augmentation rapide (1991-1993 et 1997-1999). Cet ajustement fiscal a contribué à alléger la pression sur la demande des biens non échangeables et à freiner les montées inflationnistes.

Après une période de croissance élevée (la croissance moyenne du PIB nominal est de 8,57% entre 1997 et 2001), une combinaison de chocs internes et externes, notamment l'attaque terroriste de Djerba en avril 2002 a provoqué une baisse dramatique des recettes du tourisme (chute de 13,7%). La croissance réelle de cette année a enregistré le niveau le plus faible depuis 15 ans (1,9%, alors que les prévisions étaient de 4.9%). L'année 2003 marque la reprise de la croissance qui a atteint 5,6% en termes réels. Les chocs exogènes tels que la crise irakienne et l'attentat de Casablanca ont eu un impact limité sur l'économie tunisienne¹⁹².

Malgré une volonté de libéralisation, les prix et les salaires demeurent rigides en Tunisie. Le gouvernement poursuit l'administration de 19% des prix de détail (ce qui représente 32,2% du panier de l'IPC, voir tableau 11 du chapitre 2 de la première partie) et les salaires augmentent tous les trois ans conformément aux négociations entre le gouvernement et les partenaires sociaux (Fanizza et al., 2002).

¹⁹² L'impact de ces chocs s'est limité à un recul de 5,8% des recettes touristiques.

Certes, l'économie tunisienne a été épargnée de la spirale inflationniste de la règle du TCERC. Néanmoins, le mésalignement du taux de change réel par rapport à son niveau d'équilibre a été mis en évidence par de nombreux travaux. Marouani et al. (2000) montrent qu'en Tunisie, l'écart entre le taux de change réel observé et le taux de change réel d'équilibre est constant depuis 1987. Cet écart reflète une politique systématique de sous-évaluation du dinar. Domaç et Shasigh (1999) arrivent à des résultats similaires. Ils soulignent que la caractéristique fondamentale de la gestion du change en Tunisie est la recherche permanente de la stabilisation du taux de change réel, et que la politique monétaire est une politique discrétionnaire de sur-dépréciation réelle du dinar pour des raisons de compétitivité. Pourtant, la réalisation de cet objectif a engendré des mésalignements et des distorsions par rapport à la norme d'équilibre, freinant ainsi la croissance économique.

Par ailleurs, un autre courant de recherche soutient que durant la dernière décennie, en Tunisie, le taux de change effectif réel est proche de son taux d'équilibre. Il n'existe donc pas de mésalignement significatif notamment à la fin des années 90 (Fanizza et al., 2002). Dans le même ordre d'idées, Coudert (1999) et Aglietta et Baulant (1998) constatent que depuis 1986, le taux de change réel tunisien suit de près son taux d'équilibre. Aucune phase prolongée de mésalignement significatif n'est décelée. De même, les économistes du FMI (2007 d) ne trouvent pas de signes évidents de mésalignement du taux de change effectif réel.

Choc de change et transition vers une politique de ciblage de l'inflation

Les autorités monétaires tunisiennes ont officiellement annoncé leur intention d'adopter une politique de ciblage de l'inflation (FMI, 2006 b, 2007 d et 2007 f). Certains chercheurs soutiennent que ce type de régime monétaire est d'ores et déjà pratiqué implicitement (Neaime, 2007). Dans une petite économie émergente ouverte comme la Tunisie, le maintien de la compétitivité à l'échelle internationale constitue un objectif primordial. Par ailleurs, la transition ferme et progressive vers un régime de flottement libre du taux de change accroît la vulnérabilité de l'économie tunisienne aux chocs de change¹⁹³. Or, sous un régime de ciblage de l'inflation, l'absorption de la détérioration de la compétitivité due à un choc de change positif (appréciation de la monnaie domestique) par la méthode usuelle, c'est-à-dire l'intervention massive des autorités monétaires sur le marché des changes via les réserves de change accumulées, se révèle conflictuelle¹⁹⁴. En effet, la BCT s'expose au dilemme entre la pratique du ciblage de l'inflation et limiter l'appréciation du dinar tunisien¹⁹⁵.

Le cadre tunisien fournit un cas intéressant d'arbitrage entre la politique monétaire et la politique de change sous un régime de ciblage de l'inflation. L'ajustement de l'appréciation du taux de change nominal s'accompagne d'une hausse du taux d'intérêt dans le but de lutter contre la pression inflationniste générée par l'intervention des autorités monétaires sur le marché des changes et la dépréciation du taux de change. Cependant, la hausse du taux d'intérêt cause à son tour une appréciation de la monnaie domestique en raison de l'attraction des flux des capitaux vers l'économie tunisienne.

¹⁹³ En Tunisie, le régime de flottement géré du taux de change a été adopté en 2005 (voir annexes 1, 2 et 3).

¹⁹⁴ L'intervention de la BCT sur le marché des changes afin de contrecarrer l'appréciation du dinar tunisien entraîne un accroissement de l'offre monétaire et les pressions inflationnistes relatives.

¹⁹⁵ Herman (2008) conclut que l'intervention de la Banque Centrale en vue d'absorber l'appréciation du taux de change nominal sous un régime de ciblage de l'inflation peut être profitable seulement sous la condition que l'économie opère en sous-emploi. Ainsi, la politique monétaire expansionniste, provoquée par l'intervention, favorise la réalisation de l'inflation ciblée.

En général, les travaux empiriques précédents étudiant les dynamiques des chocs dans les pays du sud et de l'est de la méditerranée (PSEM) sur la base de modèles VAR suivent la théorie des zones monétaires optimales (ZMO). Dans ce sens, ils tentent d'examiner si les chocs affectant les PSEM sont symétriques et donc si ces pays sont en mesure de former une zone monétaire optimale. En d'autres termes, ils cherchent à identifier le régime de change optimal pour ces pays {Oulmane et Ripoll-Bresson (2003) et Moussa (2001)}¹⁹⁶. Un autre courant de recherche s'intéresse à l'impact des chocs sur l'activité réelle dans les PSEM {Kandil (2000)¹⁹⁷ et Ziky et Mansouri (2003)}.

Comparé à cette littérature restreinte, notre travail ne traite pas de la dynamique des chocs en Tunisie sous l'angle de la théorie des ZMO et du régime de change optimal. Nous ambitionnons que l'originalité de notre travail consiste en une approche dynamique qui tient compte des interactions et interdépendances des mouvements du taux de change nominal et de la conduite de la politique monétaire dans une petite économie ouverte et émergente de la rive sud de la méditerranée : la Tunisie.

Notre travail empirique se démarque par une analyse incluant les différentes variables instruments, cibles et objectifs officiels et officieux de la politique monétaire spécifique de la Tunisie. Parmi les questions de recherche soulevées, nous cherchons à étudier la sensibilité des cibles et ancrages de la politique monétaire aux chocs de change. Très

¹⁹⁶ En combinant une analyse statique fondée sur les corrélations croisées des cycles économiques des PSEM et de l'UE {Beine et Coulombe (2002) et Baccouche et al. (1997)} avec une approche dynamique des modèles VAR à la façon de Bayoumi et Eichengreen (1994), Oulmane et Ripoll-Bresson (2003) étudient si les conditions d'une forme d'intégration monétaire sont réunies pour 11 pays de la rive sud et est de la méditerranée (dont les pays du groupe d'Agadir). Ces auteurs soulignent que l'initiative de création d'une union monétaire en 2010 entre les pays du Golf lance le débat concernant les PSEM. Ne serait-il pas possible pour les PSEM d'envisager une forme d'arrangement monétaire commune? Les résultats montrent que les PSEM sont hétérogènes et qu'ils ne remplissent pas le critère de symétrie des chocs, indispensable à la constitution d'une zone monétaire. Ils étudient également la symétrie des chocs entre les PSEM et l'UE. Ils ne prônent pas en faveur d'un ancrage immédiat des monnaies des PSEM à l'euro. Ils soutiennent que l'abandon du taux de change flexible dans les PSEM risque d'être coûteux en terme d'ajustement macroéconomique. Dans le même ordre d'idées, Moussa (2001) se sert de modèles VAR afin d'étudier les effets des chocs d'offre, de demande réelle et monétaires affectant la Tunisie et la France. Il arrive à la conclusion que les effets de ces chocs sont asymétriques. Il déduit alors que la Tunisie et la France ne constituent pas une zone monétaire optimale et qu'il est préférable pour la Tunisie de continuer à opérer avec un régime de taux de change flottant en attendant une intégration plus grande avec l'économie européenne.

¹⁹⁷ À l'aide de modèles VAR, Kandil (2000) a étudié les dynamiques macroéconomiques des chocs externes et internes affectant 18 pays arabes. L'auteur montre la dominance des effets des chocs externes sur ceux des chocs internes. Ils sont immédiatement perçus au niveau des termes d'échange et de la production.

peu de travaux traitent de la dynamique des chocs de change en Tunisie. Néanmoins, nous avons inventorié une littérature empirique réduite portant sur cette ligne de recherche.

D'une part, Benabdallah et Drine (1999) ont étudié la sensibilité de l'économie tunisienne aux chocs de change. Ils ont tenté de définir les marges de manœuvre dont dispose l'économie tunisienne pour faire face aux chocs de change. Ils trouvent qu'en Tunisie, l'effet d'un choc de change négatif (appréciation de la monnaie domestique) sur la production, la monnaie et les prix est limité, mais significativement négatif¹⁹⁸. En résumé, les auteurs arrivent à la conclusion que l'économie tunisienne est faiblement sensible aux chocs de change. D'autre part, à l'aide de modèles SVAR, Neaime (2007) a étudié la réponse de la production et des prix aux chocs de change et aux chocs de politique monétaire (via les changements non anticipés du taux d'intérêt à court terme). Son étude porte sur six pays du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord (MENA), dont les quatre pays de l'accord d'Agadir. En ce qui concerne la Tunisie, l'auteur souligne des réponses ambiguës et faiblement significatives des prix aux chocs de change et de politique monétaire.

Une partie de notre courant de recherche rejoint celui de Benabdallah et Drine (1999). Cependant, il est important de souligner les différences entre le travail de ces auteurs et le notre. En premier lieu, ces auteurs estiment un modèle à tendances communes, alors que notre choix empirique porte sur l'estimation de modèles SVAR. En deuxième lieu, leur période d'étude débute en 1978 et s'arrête en 1997, avant le lancement de l'euro. À l'inverse, notre étude est comprise entre le lancement du PAS (Plan d'ajustement structurel) en 1986, tournant économique marquant pour la Tunisie, et des années bien après le lancement de l'euro, c'est-à-dire en 2006. De plus, ces auteurs utilisent des données trimestrielles alors que nous avons recours à une fréquence mensuelle. En troisième lieu, ils analysent la fragilité de l'économie tunisienne aux chocs de change, tandis que non seulement, nous identifions la vulnérabilité de l'économie tunisienne, plus spécifiquement des différentes variables de la politique monétaire, à plusieurs

¹⁹⁸ Conformément aux recherches théoriques (Clarida et Gali, 1994), Benabdallah et Drine (1999) soulignent qu'en Tunisie les chocs réels d'offre dominent la variance de la production. Toutefois, contrairement aux attentes, les chocs monétaires expliquent la variance des prix uniquement à court terme. À moyen terme, ce sont les chocs de change qui sont à l'origine de la part la plus importante de cette variance. Les auteurs trouvent que les chocs réels d'offre résultent en une part importante de la variance de la masse monétaire.

chocs exogènes et endogènes, y inclus les chocs de change, mais aussi nous évaluons le pouvoir d'absorption des effets de ces chocs par le taux de change nominal et la contribution d'autres instruments dans l'ajustement macroéconomique des effets des chocs.

À notre connaissance, dans la littérature existante, la capacité du taux de change à amortir les effets des chocs sur les variables de la politique monétaire en Tunisie n'a pas été traitée sous l'angle de la persistance de l'inflation à la façon de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) ou du pouvoir de transmission du taux de change aux prix des biens échangeables et non échangeables selon la méthode d'Edwards (2006). C'est l'objet d'une grande partie de notre travail (chapitre 2 de la première partie). En outre, nous complétons cette approche par notre étude empirique fondée sur des modèles SVAR (présentée dans les sections suivantes). Là encore, nous pensons qu'il n'existe pas de travaux fondés sur des SVAR incluant une panoplie aussi complète des différentes variables de la politique monétaire et de change en Tunisie.

Aussi, en suivant le même courant de recherche de Boughara (2003) et de Neaime (2007), le mécanisme de transmission de la politique monétaire en Tunisie est examiné.

Enfin, certes une grande partie de notre travail est focalisée sur la Tunisie, rappelons toutefois qu'une approche comparative entre la Tunisie et les autres pays membres du groupe d'Agadir est présentée dans la partie descriptive et analytique (première partie). Au niveau de l'étude économétrique, cette approche se limite à la Tunisie et à la Jordanie.

1.3. Étude empirique

Notre travail empirique repose sur l'estimation d'un modèle VAR incluant les variables suivantes : la production réelle (RPIBTUN), le taux de change effectif réel (REERTUN), l'indice des prix à la consommation (CPITUN), l'agrégat monétaire M2 (M2TUN), le taux de change nominal TND/USD (NERTUN) et le taux du marché monétaire (TMMTUN)¹⁹⁹. Les données sont mensuelles. Elles sont issues des statistiques financières internationales du FMI (IFS) et sont complétées des statistiques financières de la BCT. La période d'étude s'étale de 1986:1 à 2006:12.

Dans la littérature existante, il est usuel d'utiliser des données à faible fréquence (trimestrielle ou annuelle) dans l'estimation des modèles VAR. Toutefois, rappelons que l'analyse macroéconomique reposant sur les modèles VAR a été préluée par Sims en 1980. Dans son travail pionnier, Sims a analysé la relation entre la politique monétaire et l'activité économique réelle en estimant un VAR incluant des données mensuelles. De plus, certains travaux piliers des modèles SVAR, à l'instar de Kim et Roubini (2000), utilisent des données mensuelles. En effet, ce type de modélisation requiert un nombre important d'observations. Par ailleurs, l'ampleur d'un choc unitaire diffère selon que le modèle soit mensuel, trimestriel ou annuel. Dans un modèle à fréquence mensuelle, la simulation d'un choc a un impact plus large dans la mesure où le choc est concentré sur un mois, tandis que si le modèle est trimestriel, le choc s'écoule sur trois mois.

Un courant de recherche soutient que l'agrégation temporelle des données entraîne des pertes d'information sur le processus des données. Georgoutsos et al. (1998) ont étudié l'impact de la fréquence des données sur l'estimation de modèles SVAR. Ils arrivent à la conclusion qu'il est préférable d'avoir recours aux données mensuelles pour leur haut niveau de précision des estimations. Ils soutiennent que sur le plan de l'analyse économique, le comportement des séries à faible fréquence (trimestrielle ou annuelle) ne reflète pas les vraies propriétés cycliques de l'économie étudiée.

¹⁹⁹ Le cas où le TMM est remplacé par la base monétaire (BASETUN) au titre de cible opérationnelle de la politique monétaire sera également envisagé.

Concernant notre travail, en raison du cadre spécifique de la politique monétaire menée en Tunisie, à savoir : une politique d'ancrage généralisé souple et modéré des différentes variables de la politique monétaire et de change, l'utilisation de données mensuelles s'avère particulièrement pertinent. En effet, si nous considérons nos six variables avec une fréquence trimestrielle, nous risquons d'avoir des variables quasi-stables²⁰⁰.

Le choix de l'année 1986 pour débiter l'étude se justifie par le fait que cette année marque un tournant important pour l'économie tunisienne. Elle correspond au lancement du plan d'ajustement structurel (PAS) dans une perspective de mutation de l'économie et d'une optique de libéralisation globale²⁰¹.

Le modèle comporte des variables objectifs et des variables cibles de la politique monétaire. Les prix et la production représentent les variables des objectifs finaux de la politique monétaire en Tunisie, à savoir : la maîtrise de l'inflation et une croissance stable et soutenue.

Le taux de change effectif réel est une variable d'ancrage dans le but de réaliser l'objectif de maintien de la compétitivité. La masse monétaire M2 constitue la variable d'ancrage intermédiaire officielle de la politique monétaire. Le taux de change nominal est une variable d'ancrage souple et modéré reflétant la « peur du flottement » et l'importance de la gestion de la dette extérieure.

Le taux d'intérêt à court terme (TMM) possède un double rôle : variable d'ancrage de l'objectif de stabilité financière, et occasionnellement instrument opérationnel de la politique monétaire. En effet, en vue de réaliser cet objectif, la BCT a tendance à privilégier la stabilité du TMM. Dans ce cas, le TMM ne peut plus agir en tant que cible opérationnelle, dont les changements reflètent ceux de la politique monétaire, mais joue plutôt le rôle de variable d'ancrage.

²⁰⁰ Souvent, les valeurs trimestrielles sont des moyennes des valeurs mensuelles.

²⁰¹ À l'aube de la crise de la balance des paiements qui a touché l'économie tunisienne en 1986, le plan d'ajustement structurel (PAS) a été lancé sous l'égide du FMI. Dans le cadre du PAS, l'accent a été mis sur la réforme du secteur financier, notamment la libéralisation progressive du taux d'intérêt et la transition vers les instruments monétaires indirects basés sur le marché.

Par ailleurs, en Tunisie, la masse monétaire est déterminée en alternance tantôt par l'offre et tantôt par la demande de monnaie. Sachant que les autorités monétaires tunisiennes alternent dans leur choix de cible opérationnelle entre le TMM et la base monétaire, et que cette dernière constitue à partir de 2005 la cible opérationnelle officielle de la BCT, nous avons choisi de considérer également le cas où la base monétaire (BASETUN) est incluse dans le VAR au titre d'instrument opérationnel²⁰².

En outre, la littérature existante {FMI (2004 a) et Boughrara (2003)} recommande d'opter pour la base monétaire en tant que cible opérationnelle de la politique monétaire.

En premier lieu, les variables quantitatives, telles que la base monétaire, sont appropriées pour mesurer les changements de la politique monétaire dans la mesure où elles sont facilement contrôlables par les autorités monétaires.

En deuxième lieu, les taux d'intérêt peuvent réagir aux changements monétaires avec une période de retard. De plus, dans certains cas, leurs réactions sont tellement faibles qu'elles ne sont pas détectées par les agents économiques.

En troisième lieu, théoriquement, une variation du taux d'intérêt à court terme entraîne une modification de la demande de monnaie. L'offre de monnaie s'ajuste à cette nouvelle demande et agit à son tour sur l'inflation. Or, ce mécanisme doit tenir compte de la contrainte du maintien du taux d'intérêt réel à des niveaux positifs.

Enfin, Fanizza et Söderling (2006) soulignent que dans la mesure où la base monétaire permet d'introduire la contrainte budgétaire du gouvernement, les discussions sur les politiques monétaires devraient être fondées sur la base monétaire plutôt que sur des agrégats monétaires au sens plus large.

²⁰² Certes, nous aurions pu introduire le TMM et la base monétaire en même temps dans le VAR, au lieu d'estimer deux modèles distincts incluant respectivement le TMM et la base monétaire. Toutefois, rappelons que nous avons déjà un large nombre de variables (6 variables) dans le VAR, ce qui peut être coûteux en terme de robustesse. En outre, rappelons qu'avec un retard de q périodes et n variables, nous devons estimer $(q + 1) n$ paramètres. Sachant que dans notre cas $q = 4$ (annexe 11) et $n = 6$, nous avons 150 paramètres à estimer.

Les variables de notre VAR représentent non seulement les différentes cibles et ancrages de la politique monétaire, à titre opérationnel, intermédiaire et final, mais aussi les variables du mécanisme de transmission de la politique monétaire. À cet effet, dans le cadre du mécanisme de transmission de la politique monétaire en Tunisie, le taux d'intérêt à court terme et la base monétaire sont les cibles opérationnelles, la masse monétaire et le taux de change nominal représentent respectivement le canal de l'offre monétaire et le canal taux de change, et le niveau des prix et la production réelle constituent les variables finales.

Notre système VAR répond aux chocs exogènes et endogènes²⁰³. Les chocs exogènes regroupent les chocs d'offre réelle et les chocs de demande réelle. Les chocs endogènes incluent les chocs de demande monétaire, les chocs d'offre monétaire, les chocs de change nominal et les chocs de politique monétaire. Le choc de demande réelle porte sur la demande réelle étrangère. C'est l'unique choc externe de notre modèle.

Dans le cadre de notre étude, les chocs d'offre réelle sont traduits par les changements non anticipés de la production réelle, les chocs de demande réelle sont des chocs de changement de la demande étrangère adressée aux biens et services tunisiens. Ils sont identifiés par les variations du niveau de compétitivité de la Tunisie, représenté par le taux de change effectif réel²⁰⁴. Il est important de noter que, conventionnellement, le taux de change effectif réel est considéré comme une variable du secteur extérieur. Les chocs monétaires de demande et d'offre correspondent respectivement aux variations des prix (IPC) et de l'agrégat monétaire M2. Les mouvements non anticipés du taux de change nominal reflètent des chocs de change. Enfin, les variations des instruments opérationnels de la politique monétaire (taux d'intérêt à court terme et base monétaire) représentent les chocs de politique monétaire.

²⁰³ Rappelons qu'en théorie, les chocs exogènes regroupent les désastres naturels, les chocs réels d'offre et de demande (ou chocs de termes d'échange), les chocs des taux d'intérêt étrangers et les chocs politiques (conflits, guerres...). Les chocs endogènes incluent les changements des politiques monétaire, de change et fiscale (à l'instar des déficits fiscaux et du financement de la dette); et du régime structurel (révolution civile, crise politique).

²⁰⁴ Les variations non anticipées du taux de change réel sont également des chocs de termes d'échange. Rappelons qu'à l'équilibre commercial, les termes d'échange sont égaux à l'inverse du taux de change réel (au certain).

Certes, il peut paraître inhabituel d'associer les chocs de demande monétaire à des variations non anticipées des prix. En effet, une part dense de la littérature consacrée à l'étude des chocs identifie les variations des prix en tant que chocs de demande réelle et les variations de la masse monétaire en tant que chocs de demande monétaire²⁰⁵. Dans d'autres travaux, les variations non attendues de la production sont considérées comme des chocs de demande réelle {Boughrara (2007) et Duma (2008)}. En ce qui concerne notre travail, nous avons décidé de retenir la méthodologie d'identification spécifique préconisée par Clarida et Gali (1994)²⁰⁶. Ces auteurs se servent d'un modèle du type «Mundell-Fleming-Dornbusch». Ils considèrent les chocs de demande réelle émanant de l'étranger comme des variations non anticipées du taux de change réel et les chocs de demande monétaire comme des variations non anticipées des prix. Par ailleurs, notre choix s'appuie sur le principe du processus d'ajustement de l'équilibre sur le marché de la monnaie. En effet, à long terme, la baisse de la demande de monnaie par rapport à l'offre de monnaie résulte en une inflation²⁰⁷. En outre, certains économistes du FMI traitent les variations des prix comme des chocs de politique monétaire (Duma, 2008).

L'identification des différents chocs affectant notre système repose sur la méthode de Blanchard et Quah (1989)²⁰⁸. Ces auteurs interprètent les différents chocs sur la base de la durée de leurs effets. En d'autres termes, le caractère permanent ou transitoire de l'impact d'un choc (à long terme ou à court terme) sur une variable particulière du modèle nous informe sur la nature du choc. Cette approche suit la pensée keynésienne traditionnelle des fluctuations.

Notre choix d'aborder notre question de recherche sous une approche de modèles VAR est basé sur le fait que ces modèles demeurent incontestablement une référence lorsqu'on traite de la dynamique des chocs. Ils permettent d'illustrer la dynamique d'un

²⁰⁵ Consulter à titre d'exemple, Sims et Zha (1998), Christiano et al. (1998) et Garatti (2003). D'autres chercheurs qualifient les variations non anticipées des prix de chocs de prix {Giannini et al. (1995), Goux (2003) et Boughrara (2007)}.

²⁰⁶ Clarida et Gali (1994) s'inspirent de l'équation de Fisher. Cette équation met en évidence une relation inverse entre la demande de monnaie et les prix. Djoudad et al. (2000) suivent également ce courant de recherche et associent les variations non anticipées des prix aux chocs de demande monétaire.

²⁰⁷ Rappelons l'équilibre sur le marché monétaire qui détermine l'équation LM.

$m_t - p_t = -\lambda [r_t + (E_t p_{t+1} - p_t)] + \varphi y_t + \theta (E_t s_{t+1} - s_t)$. λ , φ et $\theta > 0$. Ainsi la demande réelle de monnaie est en fonction du taux d'intérêt nominal, de la production réelle et du taux de change nominal. Le taux d'intérêt nominal est la somme du taux d'intérêt réel et de l'inflation attendue. $E_t s_{t+1}$ représente la valeur future attendue du taux de change nominal.

²⁰⁸ La méthode de Blanchard et Quah (1989) est mise en exergue à l'annexe 8.

ensemble de variables perturbées par des chocs à partir d'un nombre restreint d'hypothèses. À ce sujet, dans le cadre de son travail empirique basé sur un modèle VAR, Sims (1992) souligne l'influence du taux de change nominal sur la conduite de la politique monétaire. En particulier, l'analyse du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix par les modèles VAR, comparée à celle fondée sur une équation unique, présente l'avantage de l'identification des chocs structurels par la méthode de décomposition de Choleski (cette étape est explicitée à l'annexe 7). Néanmoins, la principale limite de l'approche VAR lorsqu'on traite des chocs monétaires, est qu'implicitement ces modèles ne tiennent compte que de la partie non anticipée du choc monétaire. Cochrane (1995) a montré que l'absence de la composante anticipée peut conduire à une image erronée des effets de la politique monétaire.

Les modélisations VAR sont souvent qualifiées d'a-théoriques. En effet, ces modélisations du comportement dynamique des variables économiques ne sont pas perçues comme une technique fondée sur la théorie économique. Cette critique peut être justifiée pour les modèles VAR de forme réduite. En revanche, la forme structurelle repose sur un cadre théorique sous-jacent et s'articule autour des contraintes identifiantes à court et à long termes. Dans ce cas, les chocs affectant le système sont structurels, c'est-à-dire qu'ils reflètent les particularités des structures économiques du pays étudié, et ce par le biais des relations économiques spécifiques exprimées par les restrictions imposées. C'est pourquoi, notre étude empirique est fondée sur un SVAR (Vecteur auto-régressif structurel).

Au niveau des grandes lignes méthodologiques, notre travail empirique SVAR est fortement inspiré des travaux de Clarida et Gali (1994). L'approche de Clarida et Gali (1994) a été utilisée dans de nombreuses études. Ces auteurs appliquent un modèle de type «Mundell-Fleming-Dornbusch» dans le but d'identifier les trois chocs structurels d'offre réelle, de demande réelle et de demande monétaire à partir de modèles SVAR. Elle servira d'assise à nos propres travaux empiriques.

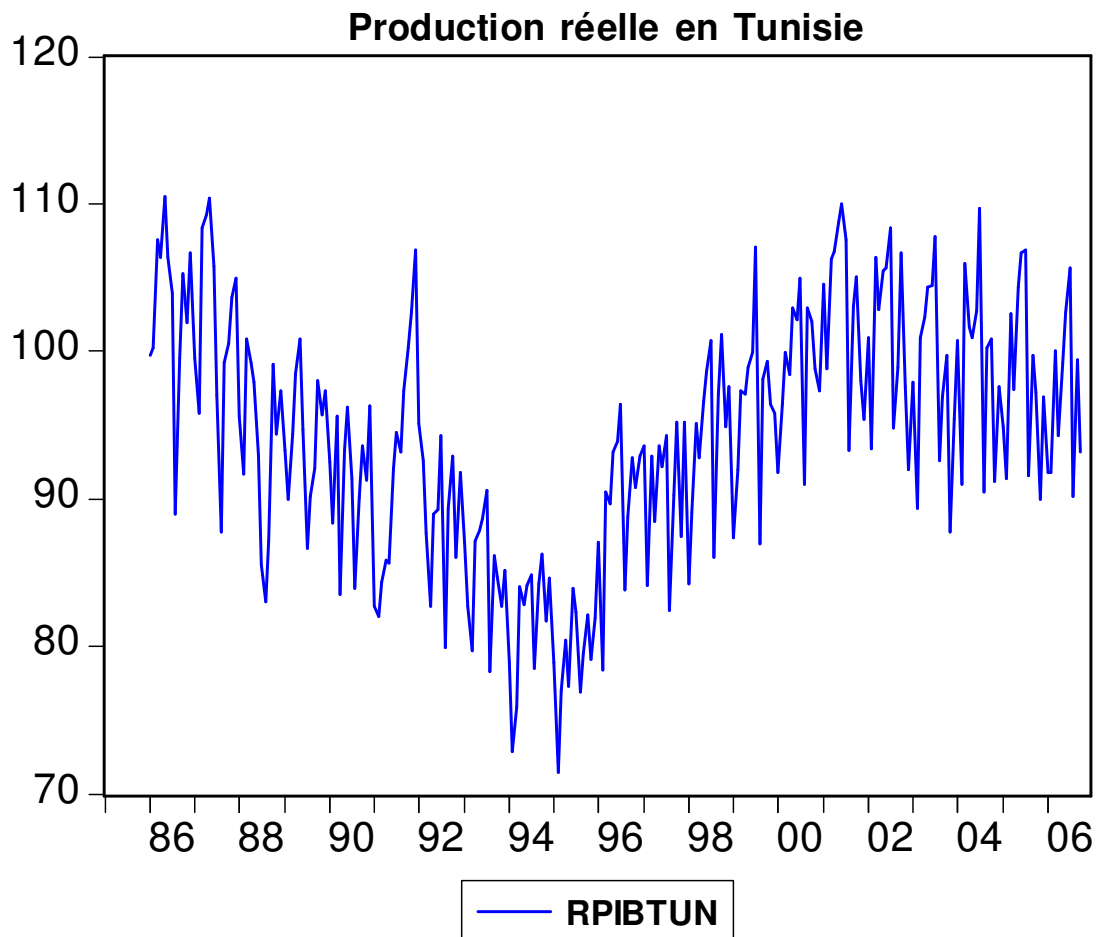
La méthodologie à suivre est résumée en trois étapes : 1) estimation d'un VAR sous sa forme réduite, 2) expression du VAR réduit sous forme de moyenne mobile (VMA), et 3) identification du système afin d'extraire les chocs structurels indépendants. Les

détails techniques de la méthode adoptée pour la construction et l'estimation de notre modèle SVAR sont présentés à l'annexe 7.

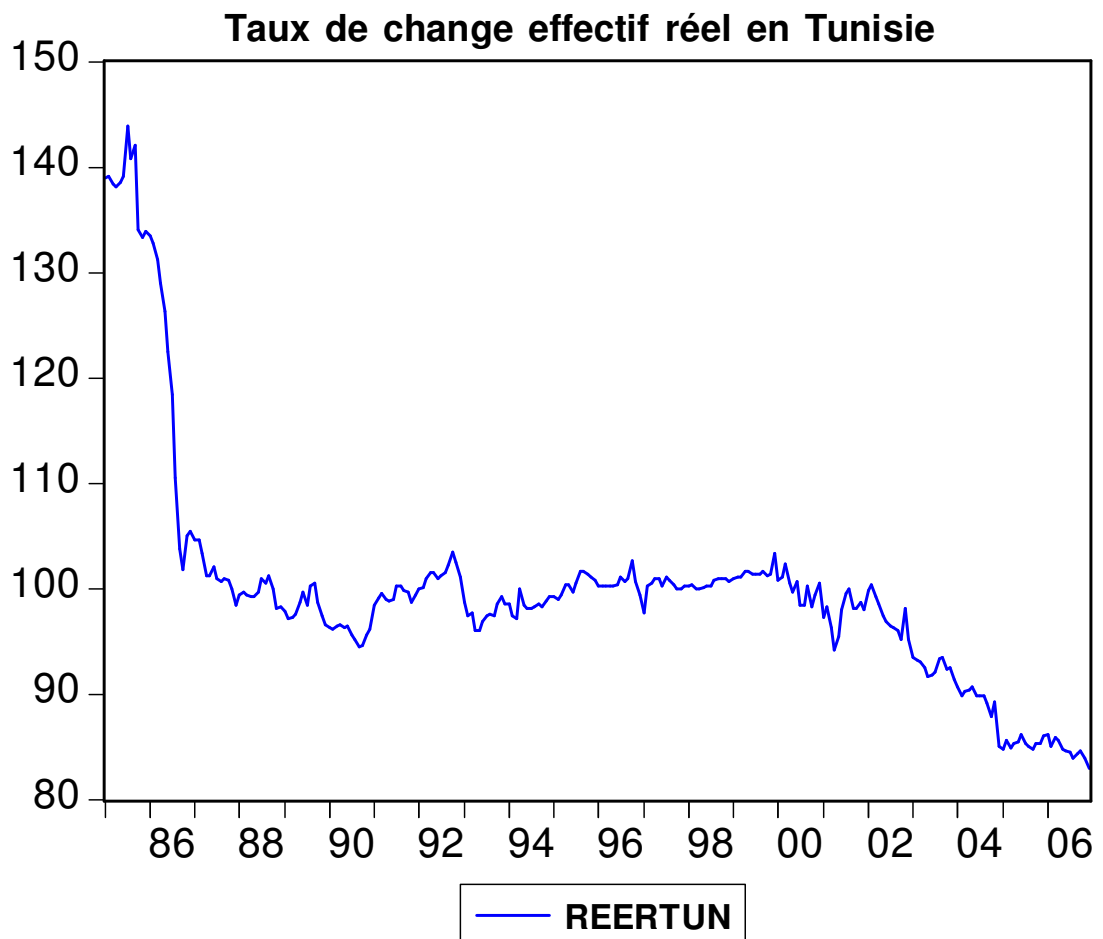
La construction et l'identification des différents paramètres du SVAR se basent sur la méthode du VAR semi-structurel de Bernanke et Mihov (1995). Cette technique est préconisée pour les pays émergents. À titre d'exemple, en étudiant la dynamique de la politique monétaire en Égypte, Moursi et al. (2007) ont estimé un VAR semi-structurel.

1.3.1. Sources et présentation des données

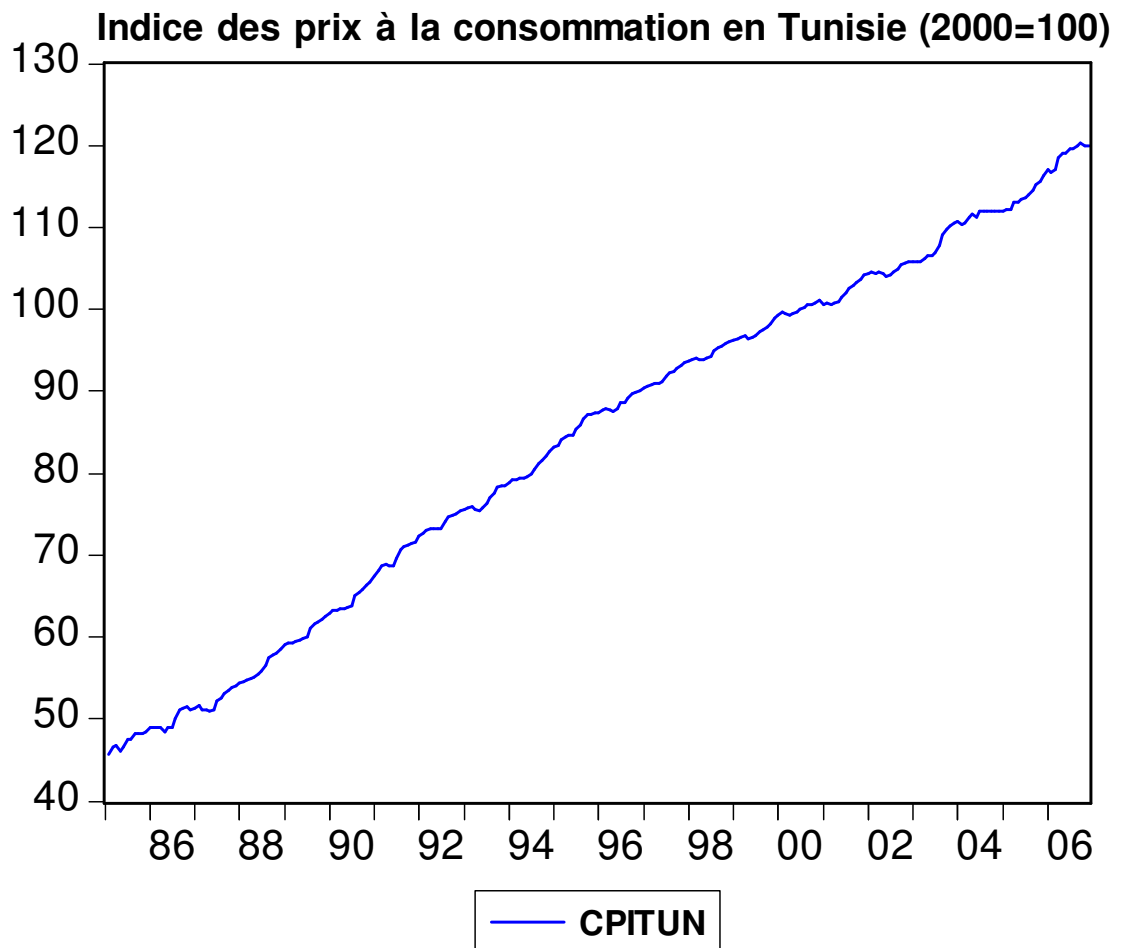
• RPIBTUN : Production réelle de la Tunisie. En raison de l'inexistence du PIB de la Tunisie avant 1999, la périodicité mensuelle nous incite à retenir l'indice de la production industrielle, exprimé par la suite en termes réels. Il est courant dans la littérature d'utiliser l'indice de production industrielle en tant que «proxy» de l'activité économique (FMI, 2007 f). L'indice de la production industrielle provient du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



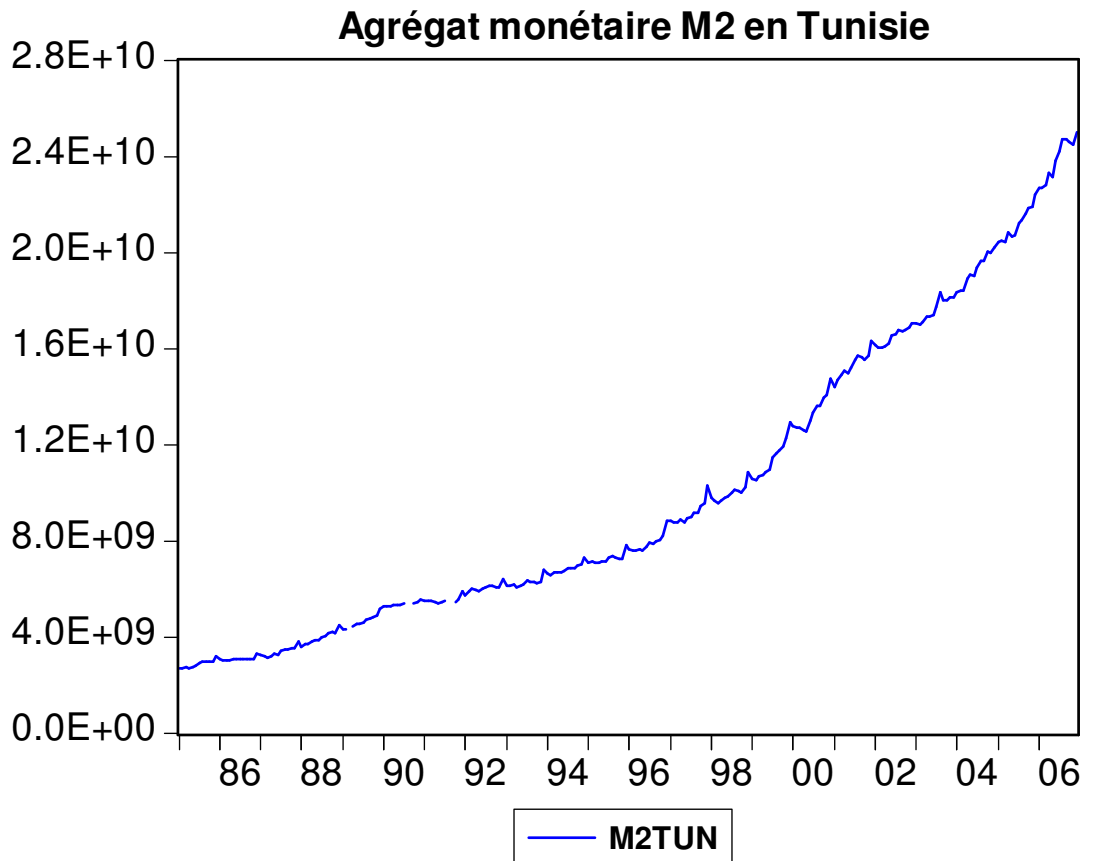
- REERTUN : Taux de change effectif réel de la Tunisie. Cette variable a été extraite pour toute la période de l'étude du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



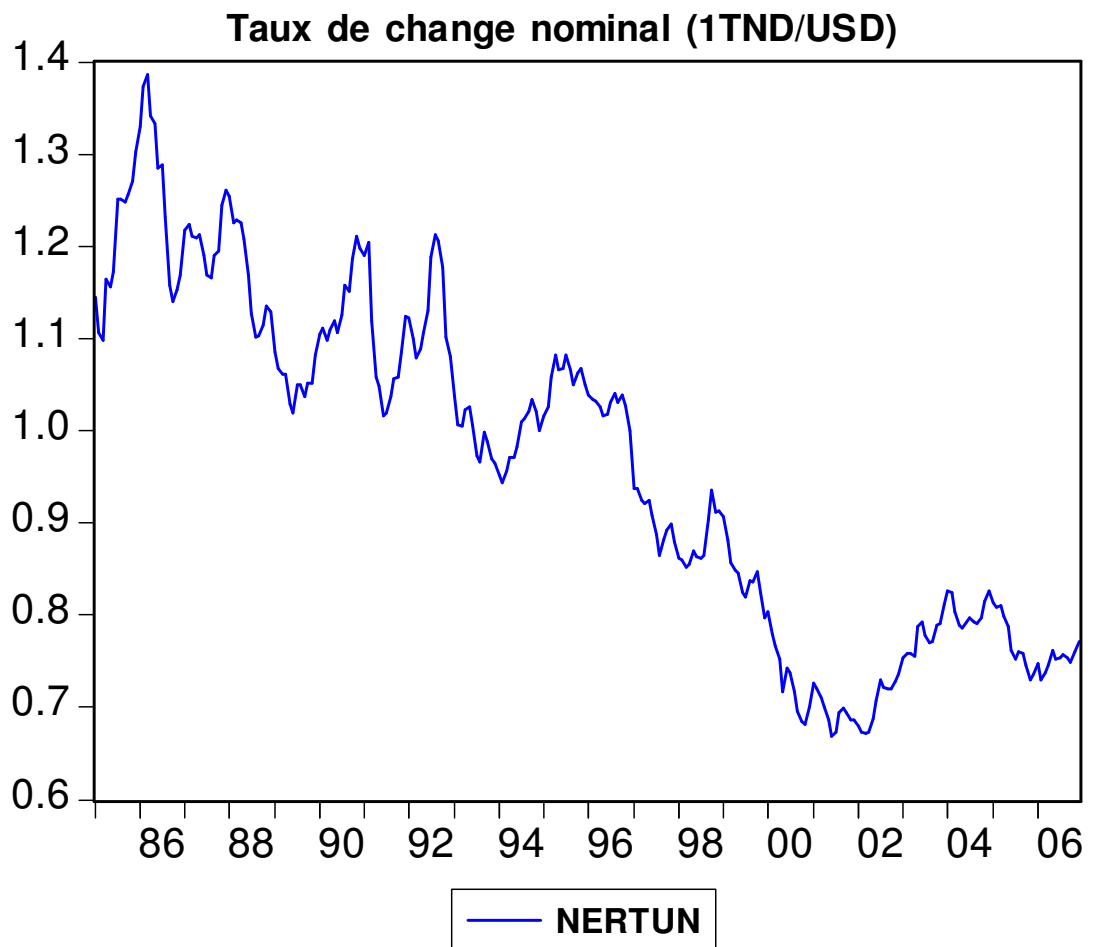
- CPITUN : Indice des prix à la consommation. Cette variable provient du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



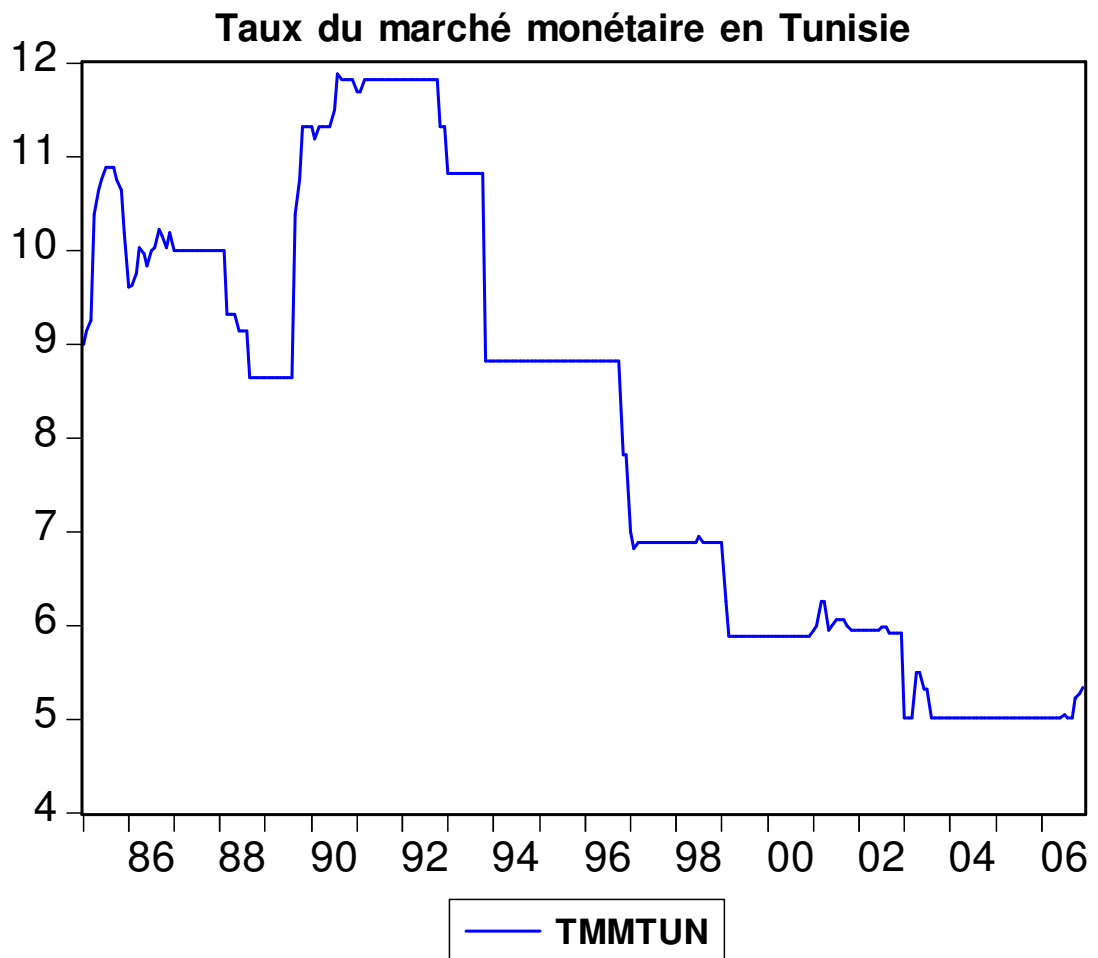
- M2TUN : Masse monétaire exprimée en millions de TND. Il s'agit de la cible d'ancrage officielle de la politique monétaire en Tunisie. Elle est disponible sur le CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



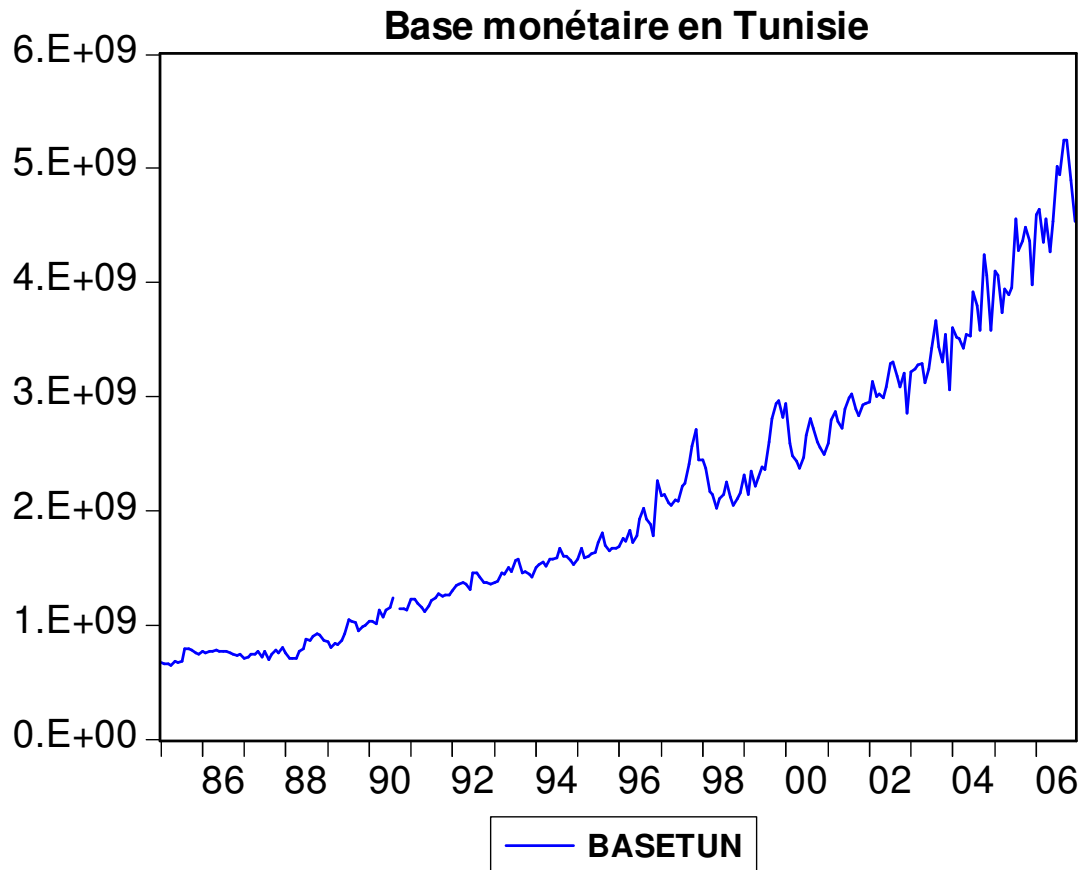
- NERTUN : Taux de change nominal TND/USD. Ce taux exprime les unités de dollars américains (USD) pour une seule unité de TND. À l'image du taux de change effectif réel, le taux de change nominal a été volontairement choisi au certain à des fins de comparaison et d'interprétation. Il a été directement obtenu du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



- TMMTUN : Taux du marché monétaire en Tunisie. Il représente le taux d'intérêt à court terme. Cette variable a été extraite des «Statistiques Financières» publiées par la Banque Centrale de Tunisie (BCT) ainsi que du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



- BASETUN : Base monétaire. Elle est exprimée en millions de TND. Elle provient du CD-ROM du FMI et de la revue trimestrielle de la BCT«Statistiques Financières», juin 2005.



1.3.2. Traitement des données

Dans le cadre de notre modèle VAR, certaines transformations des données sont pré-requises. À l'exception du TMM, toutes les variables sont exprimées en LOG. Les séries en niveau et en différence première sont présentées sur les graphiques suivants (figures 2 et 3)²⁰⁹. Les critères FPE (finale prediction error) et Akaike montrent que l'ordre approprié du VAR en niveau est égal à 4 mois ($p = 4$)²¹⁰.

Étude de stationnarité

L'étude de la stationnarité des séries est essentielle dans la mesure où elle conditionne le choix du modèle économétrique.

Dans le but d'étudier la stationnarité des données en niveau, nous avons procédé à des tests de racine unitaire sur les variables en niveau. Les résultats des tests de Dickey-Fuller (1979), de Dickey Fuller augmentés et de Phillips et Perron (1988) montrent que les variables masse monétaire M2 (M2TUN), taux de change nominal (NERTUN) et TMM (TMMTUN) possèdent une racine unitaire et ne représentent donc pas des séries stationnaires²¹¹. Ces séries sont affectées d'une tendance de même ordre d'intégration I(1). D'où la possibilité de l'existence de relations de cointégration.

En procédant au test de Johansen, sur la base de la Trace et de la valeur propre maximale, les résultats au seuil de 5% montrent qu'il existe deux relations de cointégration ($r = 2$) entre les six variables considérées²¹². Nous retenons donc l'hypothèse d'un espace cointégrant de dimension (2,6) au seuil de 5%. Par conséquent, il convient d'estimer un modèle du type VECM (modèle vectoriel à correction d'erreur).

²⁰⁹ Les séries du VAR incluant la base monétaire à la place du TMM en niveau et en différence première sont présentées à l'annexe 9.

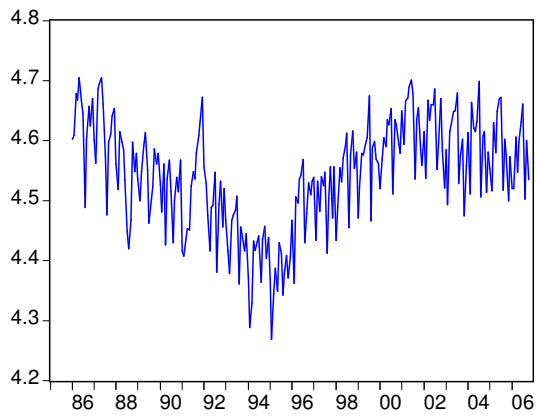
²¹⁰ Sur la base des critères AIC et FPE, l'ordre du VAR en niveau incluant la base monétaire à la place du TMM est égal à 5. Voir les détails à l'annexe 11.

²¹¹ Le test Dickey Fuller augmenté montre que la série de la production réelle n'est pas stationnaire à 1%. Par ailleurs, la série du taux de change effectif réel n'est pas stationnaire à 1% pour les trois tests (DF, ADF et PP).

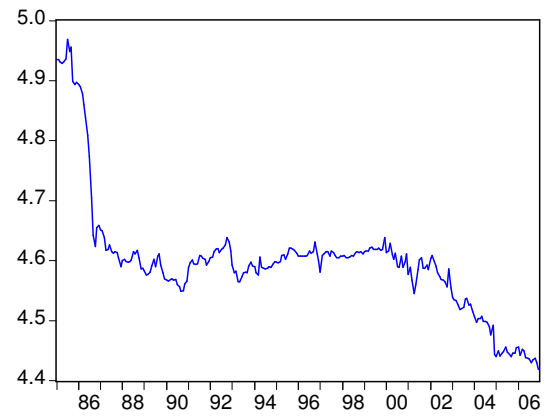
²¹² Nous ne retenons pas la présence d'une tendance linéaire dans la relation de cointégration. Les résultats du test de Johansen du modèle intégrant la base monétaire sont également à l'annexe 13.

La théorie de la cointégration multivariée dans le cadre de l'approche empirique VAR nous permet de déterminer un modèle pertinent sans perte d'information (variables en niveau). En effet, la modélisation de type VECM est une méthode statistiquement acceptable qui assure la réintroduction de la relation de long terme, perdue par la différenciation des variables, en incluant les termes de correction d'erreur retardés.

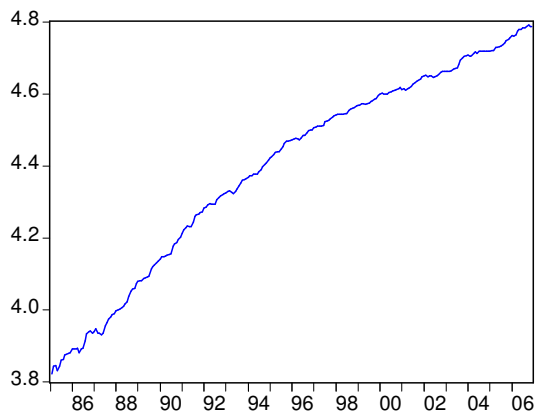
Figure 2. Les séries en niveau du VAR de la Tunisie



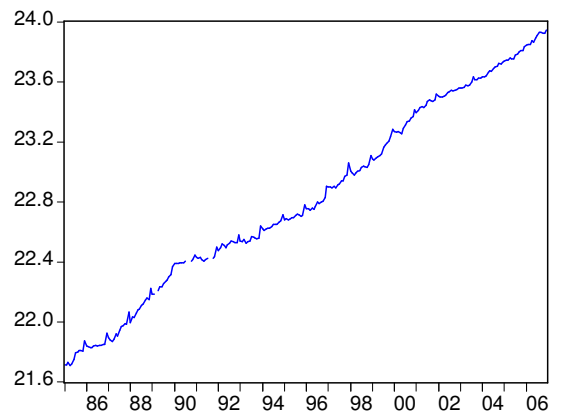
— Production réelle



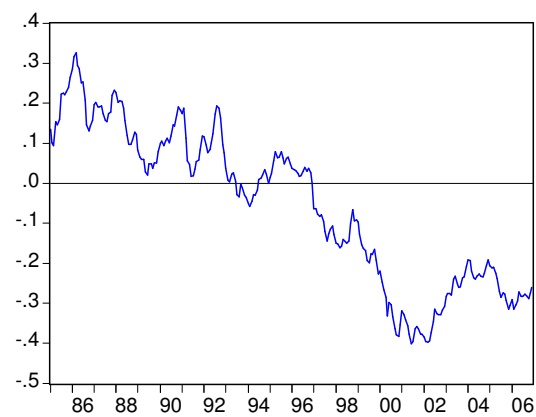
— Taux de change effectif réel



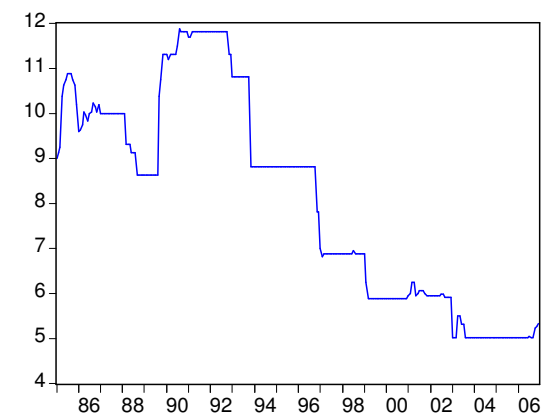
— Indice des prix à la consommation



— Agrégat M2

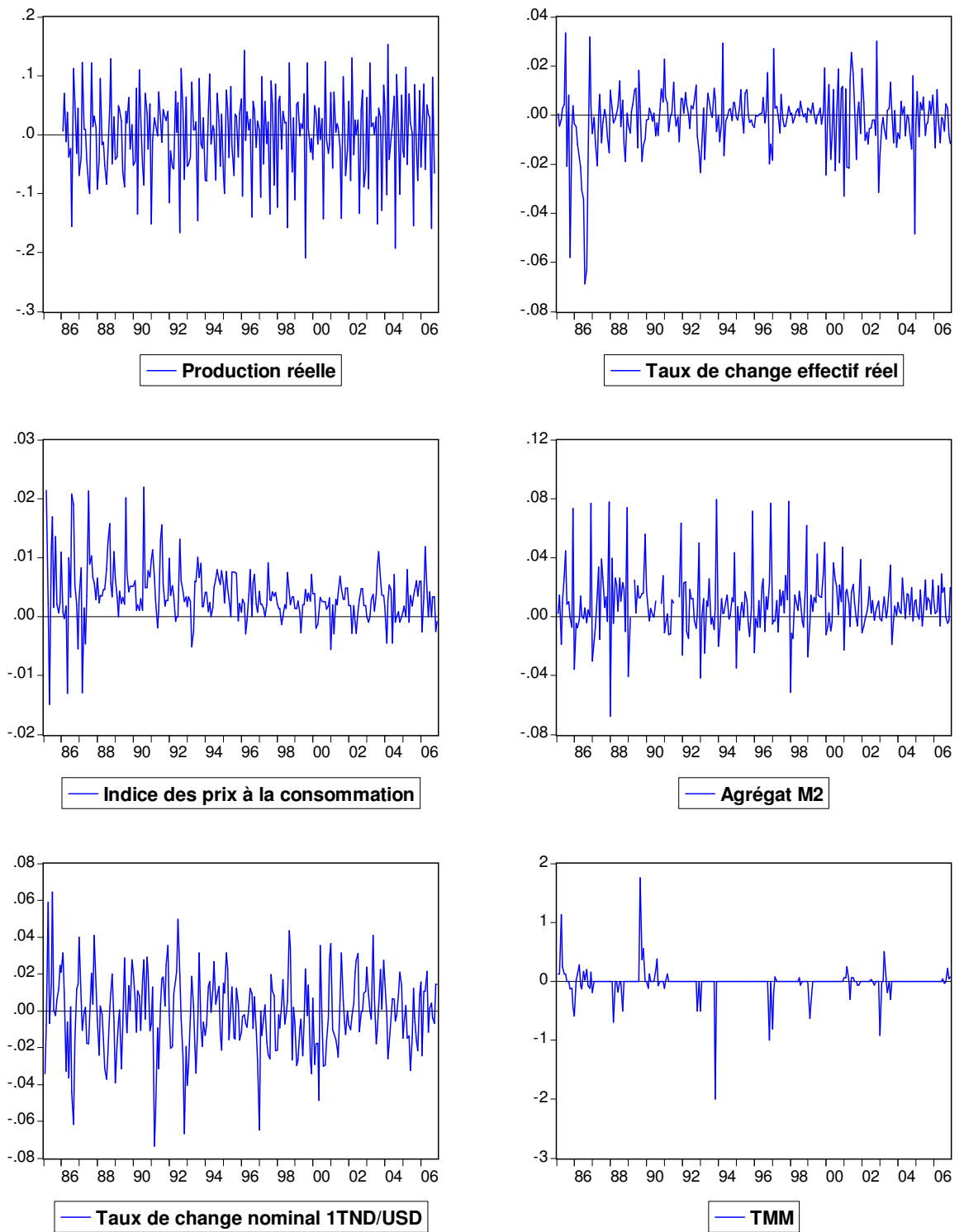


— Taux de change nominal 1TND/USD



— TMM

Figure 3. Les variables en différence première du VAR de la Tunisie



1.3.3. Dynamique des chocs et ordre d'introduction des variables

La décomposition de Choleski permet l'identification du VAR par une orthogonalisation parfaite des résidus²¹³. Cela revient à établir implicitement une relation de causalité récursive entre les variables. L'identification des chocs repose sur l'approche de Choleski ainsi que sur l'ordre d'introduction des variables préconisé par Peersman et Smets (2001). L'ordre d'introduction des variables dans le VAR est déterminant. En se basant sur cette méthode, le critère retenu est l'exogénéité décroissante des variables. Cela revient à introduire la variable la plus exogène au début (celle qui répond uniquement à son propre choc et n'est donc pas sensible aux autres variables) et la variable la plus endogène à la fin (la variable qui réagit à tous les chocs qui affectent le système). Par conséquent, l'ordre retenu est le suivant : la production réelle, le taux de change effectif réel, l'indice des prix à la consommation, la masse monétaire M2, le taux de change nominal TND/USD et le TMM (ou la base monétaire)²¹⁴. Notre choix d'ordonner en tête du modèle les variables représentant les chocs non monétaires (production réelle, taux de change effectif réel), et ensuite les variables représentant les chocs monétaires est en accord avec Bernanke et Mihov (1995). Cet ordre d'introduction permet une première identification.

Il est important de noter à ce niveau que nous avons été tentés de placer la variable taux de change effectif réel (REERTUN) au début du modèle, précédant ainsi la production réelle. En effet, les variations de la compétitivité (représentée par le taux de change effectif réel) sont interprétées comme des chocs de demande réelle étrangère (adressée aux biens et aux services domestiques). Or, il est plus raisonnable de supposer que la compétitivité est la variable la plus exogène, étant donné son lien avec des variables étrangères. D'où, la production réelle est affectée par la compétitivité plutôt que l'inverse, ce qui justifie d'introduire l'ancrage de la compétitivité avant la production réelle domestique. Néanmoins, nous avons décidé de suivre l'ordre conventionnel adopté par les travaux de référence de Clarida et Gali (1994), d'autant plus que

²¹³ La décomposition de Choleski permet de transformer la matrice variance-covariance des erreurs en une matrice triangulaire inférieure (voir annexe 7).

²¹⁴ L'introduction du taux d'intérêt à court terme à la fin du système sous-tend que via cet outil, les autorités monétaires tunisiennes répondent à tous les types de chocs. Conventionnellement, la fonction de réaction de la politique monétaire est déterminée en fonction de la production réelle, de l'inflation et du taux de change.

l'estimation d'un SVAR avec la compétitivité précédant la production réelle ne change pas sensiblement nos résultats empiriques.

Le classement du taux de change nominal dans le VAR de la Tunisie peut être controversé. D'une part, il est empiriquement vérifié que l'hypothèse d'endogénéité du taux de change nominal dépend de la fréquence des données. Plus la fréquence des données est élevée, plus le taux de change est une variable imprévisible et statistiquement exogène (Ito et Sato, 2006). D'autre part, le test de Causalité de Granger (annexe 5) montre l'endogénéité du taux de change nominal par rapport aux prix et au TMM²¹⁵. Par ailleurs, compte tenu du régime de change à flexibilité intermédiaire de la Tunisie entre 1986 et 2004 et du régime de change à flottement géré depuis 2005, notre choix d'introduire le taux de change nominal à la fin du VAR se base sur la supposition que sous un régime de change flexible, le taux de change nominal est une variable endogène qui répond aux changements de la politique économique et aux chocs exogènes. En outre, notre travail de recherche tente de mettre en lumière si le taux de change nominal est un instrument d'absorption des effets des chocs qui affectent l'économie tunisienne. Dès lors, il est opportun de le positionner dans le VAR en tant que variable réceptive aux changements des autres variables.

Conventionnellement, dans la littérature existante²¹⁶, la ligne de recherche soulève la question de l'impact des chocs de politique monétaire (via les variations non anticipées du taux d'intérêt à court terme) sur le taux de change nominal. C'est pourquoi, il est usuel de placer le taux de change nominal après le taux d'intérêt à court terme dans le VAR. Cet ordre implique que la politique monétaire ne répond pas aux chocs de change.

Étant donné notre orientation de recherche, à savoir : étudier si le taux de change nominal contribue à l'ajustement des effets des chocs exogènes et endogènes, nous avons longuement hésité entre l'introduction du taux de change nominal ou du taux d'intérêt à court terme à la fin du VAR. D'un côté, au sens de Granger, le taux d'intérêt à court terme est exogène par rapport au taux de change nominal (annexe 5). En Outre,

²¹⁵ Rappelons toutefois que la causalité au sens de Granger n'implique pas nécessairement l'endogénéité d'une variable par rapport à une autre, mais plutôt que la prédictibilité d'une variable est améliorée lorsque l'information relative à l'autre variable est introduite dans l'analyse.

²¹⁶ Voir par exemple Eichenbaum et Evans (1995) et Goux (2003).

en prenant en considération la rapidité de la réactivité du taux de change nominal par rapport au taux d'intérêt à court terme, soulignée par la littérature existante, nous sommes tentés de mettre le taux de change nominal à la dernière position dans le VAR. D'un autre côté, les arguments suivants nous ont incité à favoriser l'introduction du taux de change nominal avant le taux d'intérêt à court terme. De plus, cet ordre retenu est conforme à ceux de Neaime (2007) et de Boughrara (2007) dans l'estimation des SVAR pour étudier la politique monétaire en Tunisie.

- Les tests de faible exogénéité par le ratio de vraisemblance montrent que le taux d'intérêt à court terme est une variable faiblement exogène, tandis que la faible exogénéité du taux de change nominal est rejetée.
- Au niveau des restrictions, un courant important de la littérature soutient que la fonction de réaction des autorités monétaires inclut le taux de change {Cushman et Zha (1997), Kim et Roubini (2000) et Clarida et Gertler (1997)}. D'où, la nullité des effets à court terme des chocs de change sur le taux d'intérêt n'est pas acceptée. En revanche, l'absence d'impact à court terme des chocs de politique monétaires sur le taux de change nominal est admise. En outre, la littérature souligne la réaction du taux d'intérêt de court terme dans le but d'absorber les effets des chocs, notamment ceux des chocs de change sur les prix.

1.3.4. Le modèle vectoriel structurel à correction d'erreur (SVECM) ou SVAR contraint

Soit un VAR standard de la forme réduite suivante :

$$X_t = H_1 X_{t-1} + \dots + H_k X_{t-k} + \mu + \omega D_t + e_t \quad (1)$$

Avec, $t = 1, \dots, T$, k est l'ordre du modèle (nombre de retards). X_t est le vecteur des variables du modèle. Dans notre cas X_t est de dimension (6,1) et $X_t' = (\text{LRPIBTUN}, \text{LREERTUN}, \text{LCPITUN}, \text{LM2TUN}, \text{LNERTUN}, \text{TMMTUN})$. H est une matrice des coefficients. e_t est un terme d'erreur $(0, \Sigma)$. D_t est un vecteur incluant des variables non stochastiques (variables saisonnières, tendances)²¹⁷. μ est une constante.

Conformément au théorème de représentation de Engle et Granger (1987), en présence de relations de cointégration, le VAR standard sous la forme réduite peut être reformulé dans une version à correction d'erreur (VECM) :

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-1} + \mu + \omega D_t + e_t \quad (2)$$

Les matrices Γ et Π contiennent des coefficients. La première concerne les relations stationnaires de court terme²¹⁸, alors que la seconde traite des relations non stationnaires de long terme. Les représentations du modèle VAR et de sa forme VECM par les relations (1) et (2) correspondent à la forme réduite du VAR structurel suivant :

$$A(L) X_t = B \varepsilon_t \quad (3)$$

A est une matrice polynomiale avec l'opérateur de retard L . B est une matrice diagonale. ε_t est le vecteur des chocs structurels orthogonaux, avec la matrice variance-covariance Ω .

²¹⁷ Dans notre étude, nous ne tenons pas compte de tendances ou d'effets saisonniers.

²¹⁸ Elle correspond à la matrice C_0 dans notre cas, voir annexe 7.

À la suite d'une série de traitements, nous arrivons aux relations suivantes²¹⁹ :

$$\varepsilon_t = C_0 e_t \quad (4)$$

$$\text{Avec, } C_0 = B^{-1} A_0 \quad (5)$$

$$\Omega = C_0^{-1} \Sigma (C_0^{-1})' \quad (6)$$

La détermination des paramètres de la forme structurelle est possible à partir des paramètres du VAR estimé de forme réduite, sous réserve d'imposition d'un nombre suffisant de restrictions d'identification. Ces contraintes identificatrices sont soit à long terme, soit à court terme (relations contemporaines). À l'image de Goux et Cordahi (2007), nous avons choisi d'imposer uniquement des contraintes sur la matrice des coefficients instantanés de la forme structurelle, dans la mesure où les restrictions de long terme sont introduites dans le VECM au niveau des relations de cointégration. L'imposition des contraintes de court terme plutôt que celle des restrictions de long terme est préconisée par certains chercheurs en raison de leur fondement sur des *a priori* théoriques moins contraignants {Eichenbaum et Evans (1995) et Clarida et Prendergast (1999)}.

Notre approche méthodologique repose sur deux étapes essentielles. En premier lieu, l'espace cointégrant représentant la matrice des coefficients à long terme de la forme structurelle du VAR contraint $C(L)$ est défini. En deuxième lieu, la matrice des coefficients à court terme A_0 est identifiée.

²¹⁹ Les détails techniques de la méthodologie adoptée sont exposés à l'annexe 7.

Espace cointégrant et matrice des coefficients à long terme

En vue de rendre $I(0)$ le produit $\prod x_{t-1}$ alors que x_{t-1} est $I(1)$, l'hypothèse de cointégration est introduite. Elle est formulée dans l'équation suivante :

$$\Pi = \alpha \beta$$

Dans le cadre de notre modèle, deux relations de cointégration ont été décelées au seuil de 5% ($r = 2$). Donc, la matrice β représente l'espace cointégrant entre les variables. Il définit les relations de long terme entre ces variables. Une relation de cointégration repose sur la restriction qu'à long terme, les variables endogènes convergent vers leur relation de cointégration. Elle représente une relation d'équilibre stable de long terme entre les différentes variables du modèle. Les déviations de long terme sont corrigées graduellement par des ajustements de court terme. α est le vecteur des ajustements. Il mesure la vitesse moyenne de l'ajustement vers la relation d'équilibre de long terme (force de rappel).

Giannini et al. (1995) soulignent que la matrice β est exactement identifiée si on impose r contraintes de normalisation avec 1 contrainte par équation de cointégration et (r^2-r) autres restrictions avec $(r-1)$ dans chaque relation de cointégration (r étant le nombre de relations de cointégration). Dans notre cas, sur chacune des deux relations de cointégration, il faut imposer 2 restrictions sur les β_{ij} , dont 1 de normalisation ($\beta_{ij} = 1$).

Dans la mesure où nous mettons l'accent, d'une part sur l'impact des différentes variables du système sur les prix, et d'autre part sur la réactivité du taux de change aux mouvements des variables clés de la politique monétaire, nous avons choisi de normaliser les β des variables production réelle (LRPIBTUN) et prix (LCPITUN). Par ailleurs, nous avons imposé plus de restrictions que ce qui est préconisé par Giannini et al. (1995). Toutefois, cette sur-identification est validée par le test LR. Notre espace cointégrant β , fondé sur deux relations de cointégration, est présenté au tableau suivant.

Espace cointégrant

RPIBTUN	REERTUN	CPITUN	M2TUN	NERTUN	TMMTUN
1.000000	0.000000	0.000000	-0.054102 (0.06090)	0.000000	0.013047 (0.01605)
0.000000	0.000000	1.000000	-0.247589 (0.06842)	-0.021360 (0.11853)	0.018903 (0.01684)

Note : Les valeurs entre parenthèse représentent les écarts-types.

Étant donné que notre système VECM repose sur deux relations de cointégration et six variables I(1), il doit exister quatre tendances communes correspondant à quatre chocs permanents²²⁰. À l'image de Goux (2003), nous procédons au test de faible exogénéité des variables. Le test de ratio de vraisemblance montre que la masse monétaire M2 et le taux d'intérêt à court terme sont les variables les plus faiblement exogènes. La faible exogénéité de M2 est confirmée par les résultats de causalité au sens de Granger (annexe 5). En tenant compte de la faible exogénéité de ces variables (M2 et TMM), les relations de cointégration (de long terme) changent légèrement.

Elles se présentent comme suit :

$$RPIBTUN = 0.0507 M2TUN - 0.0381 TMMTUN$$

$$CPITUN = 0.3521 M2TUN + 0.2221 NERTUN - 0.0044 TMMTUN$$

La première relation de cointégration peut être interprétée comme une relation de type IS. Elle met en évidence l'impact des conditions monétaire sur l'activité réelle en Tunisie. Conformément à la littérature, une relation inverse entre le taux d'intérêt à court terme et la production réelle est soulignée (pente négative de la courbe IS). Aussi, à l'image de Christiano et al. (1994 et 1998), cette relation intègre l'offre monétaire dans le but de montrer l'influence des liquidités sur l'activité réelle.

La deuxième relation de cointégration exprime une relation quantitative. Dans le but de tenir compte de notre ligne de recherche, à savoir : étudier d'une part, le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix en vue d'absorber les effets

²²⁰ Rappelons que dans l'analyse des relations de cointégration, r correspond au nombre de relations de cointégration et (p - r) représente le nombre de tendances communes ou de chocs permanents (p étant le nombre de variables).

inflationnistes des chocs; et d'autre part les effets des chocs de change sur les prix, l'influence du taux de change nominal sur les prix en Tunisie est incorporée. Dans le cadre de cette deuxième relation de long terme, contrairement au TMM et à l'agrégat monétaire M2, le sens de la relation entre le taux de change nominal et les prix en Tunisie diverge des attentes théoriques. Ainsi, une appréciation de la monnaie domestique tunisienne entraîne une hausse des prix. Cette relation paradoxale est en accord avec nos résultats obtenus à ce stade par différentes méthodes {analytique et estimation d'une courbe de Phillips selon Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) et du modèle de transmission du taux de change aux prix à la façon d'Edwards (2006)}. En effet, il apparaît qu'en Tunisie le taux de change nominal n'agit pas en tant qu'instrument d'ajustement des effets des chocs, notamment sur les prix. Néanmoins, l'analyse de cette question de recherche sera traitée en profondeur sur la base des réponses des variables aux chocs structurels obtenues par l'estimation de notre modèle dynamique SVAR contraint.

À ce stade du travail, la construction de l'espace cointégrant nous a permis d'obtenir la matrice des restrictions à long terme de la forme structurelle du VAR contraint en intégrant la matrice Π dans la matrice des coefficients de long terme $C(L)$. Il nous reste donc à définir la matrice des coefficients à court terme du SVAR C_0 (avec $C_0 = B^{-1}A_0$) par le biais d'incorporation des contraintes de court terme.

Imposition des contraintes de court terme

La technique d'identification de la matrice des coefficients structurels de court terme est basée sur la méthode de Choleski (VAR semi-structurel), accompagnée par l'approche d'identification de Bernanke et Mihov (1995). Le schéma d'identification obtenu par l'approche récursive de Choleski, appliquée à notre ordre d'introduction des variables, est en accord avec la fameuse hypothèse théorique d'absence d'impact contemporain des chocs monétaires sur la production réelle et les prix (Christiano et al., 1998).

En suivant la méthode de Blanchard et Quah (1989), l'identification du système nécessite l'imposition de 15 restrictions de court terme ($n(n-1)/2$) sur la forme structurelle. Ces restrictions identificatrices couplées avec la décomposition de Choleski engendrent la forme triangulaire inférieure de la matrice C_0 ²²¹.

Dans notre modèle VAR standard de forme réduite, X_t est un vecteur des six variables suivantes : le logarithme du PIB réel (RPIBTUN), le logarithme du taux de change effectif réel (REERTUN), le logarithme du niveau des prix (CPITUN), le logarithme de l'agrégat monétaire M2 (M2TUN), le logarithme du taux de change nominal (NERTUN) et le taux d'intérêt à court terme (TMMTUN). Le système répond aux chocs structurels $\varepsilon_t^{\text{RPIB}}$, $\varepsilon_t^{\text{REER}}$, $\varepsilon_t^{\text{CPI}}$, $\varepsilon_t^{\text{MS}}$, $\varepsilon_t^{\text{NER}}$ et $\varepsilon_t^{\text{MP}}$. Ces chocs représentent respectivement : les chocs d'offre réelle, les chocs de demande réelle extérieure, les chocs de demande monétaire, les chocs d'offre de monnaie, les chocs de change et les chocs de politique monétaire. e_t^{RPIB} , e_t^{REER} , e_t^{CPI} , e_t^{M2} , e_t^{NER} et e_t^{TMM} sont les résidus de la forme réduite.

²²¹ La méthode de Choleski est décrite à l'annexe 7. Le cas expliqué est le plus fréquent : l'incorporation des contraintes triangulaires de long terme.

Notre système peut être schématisé comme suit (avec $C_0 = B^{-1} A_0$) :

$$\begin{array}{c}
 \text{Chocs structurels} \\
 \varepsilon_t^{\text{RPIB}} \quad \varepsilon_t^{\text{REER}} \quad \varepsilon_t^{\text{CPI}} \quad \varepsilon_t^{\text{MS2}} \quad \varepsilon_t^{\text{NER}} \quad \varepsilon_t^{\text{MP}} \\
 \begin{array}{l}
 \Downarrow \quad \Downarrow \quad \Downarrow \quad \Downarrow \quad \Downarrow \quad \Downarrow \\
 c_{11} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\
 c_{21} \quad c_{22} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\
 c_{31} \quad c_{32} \quad c_{33} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\
 c_{41} \quad c_{42} \quad c_{43} \quad c_{44} \quad 0 \quad 0 \\
 c_{51} \quad c_{52} \quad c_{53} \quad c_{54} \quad c_{55} \quad 0 \\
 c_{61} \quad c_{62} \quad c_{63} \quad c_{64} \quad c_{65} \quad c_{66}
 \end{array}
 \end{array}
 \begin{array}{l}
 \leftarrow \text{PIB réel} \\
 \leftarrow \text{Taux de change réel} \\
 \leftarrow \text{IPC} \\
 \leftarrow \text{M2} \\
 \leftarrow \text{Taux de change nominal} \\
 \leftarrow \text{TMM /base monétaire}
 \end{array}$$

Le schéma d'identification est fondé sur la relation entre les chocs structurels et les perturbations de la forme réduite, à savoir :

$$B \varepsilon_t = A_0 e_t$$

$$\begin{array}{|c|} \hline b_{11} \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \\ \hline 0 \ b_{22} \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \\ \hline 0 \ 0 \ b_{33} \ 0 \ 0 \ 0 \\ \hline 0 \ 0 \ 0 \ b_{44} \ 0 \ 0 \\ \hline 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ b_{55} \ 0 \\ \hline 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ b_{66} \\ \hline \end{array}
 \begin{array}{|c|} \hline \varepsilon_t^{\text{RPIB}} \\ \hline \varepsilon_t^{\text{REER}} \\ \hline \varepsilon_t^{\text{CPI}} \\ \hline \varepsilon_t^{\text{MS}} \\ \hline \varepsilon_t^{\text{NER}} \\ \hline \varepsilon_t^{\text{MP}} \\ \hline \end{array}
 =
 \begin{array}{|c|} \hline 1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \\ \hline a_{21} \ 1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \\ \hline a_{31} \ a_{32} \ 1 \ 0 \ 0 \ 0 \\ \hline a_{41} \ a_{42} \ a_{43} \ 1 \ 0 \ 0 \\ \hline a_{51} \ a_{52} \ a_{53} \ a_{54} \ 1 \ 0 \\ \hline a_{61} \ a_{62} \ a_{63} \ a_{64} \ a_{65} \ 1 \\ \hline \end{array}
 \begin{array}{|c|} \hline e_t^{\text{RPIB}} \\ \hline e_t^{\text{REER}} \\ \hline e_t^{\text{CPI}} \\ \hline e_t^{\text{M2}} \\ \hline e_t^{\text{NER}} \\ \hline e_t^{\text{TMM}} \\ \hline \end{array}$$

En se référant aux travaux théoriques {Blanchard et Quah (1989) et Giannini (1992)}, notre modèle satisfait la condition nécessaire d'une identification exacte du système, dans la mesure où nous avons 21 $(n(n+1)/2)$ paramètres à estimer. La structure de ces matrices aboutit à 6 équations théoriques reliant les perturbations de forme réduite aux chocs structurels.

La décomposition de Choleski montre que certains coefficients des paramètres estimés des matrices A_0 et B sont statistiquement non significatifs. À l'image de Giannini et al. (1995) et de Goux (2003), dans le but d'améliorer notre identification, nous imposons des restrictions de court terme supplémentaires sur les paramètres non significatifs.

En se référant à la forme triangulaire inférieure de la matrice A_0 , la compétitivité devrait répondre à court terme au choc d'offre réelle e_t^{RPIB} . Toutefois, nous avons considéré que contrairement à la production destinée à la consommation domestique, qui est immédiatement affectée par un choc d'offre réelle (Blanchard et Quah, 1989), la production destinée aux marchés étrangers n'est pas instantanément influencée par une variation non anticipée de la production domestique. Par conséquent, la demande extérieure adressée aux biens et services domestiques, et donc le taux de change réel (ancrage de la compétitivité à l'échelle internationale), ne répondent pas à court terme au choc domestique d'offre réelle. C'est l'hypothèse d'une petite économie ouverte. De plus, le test de faible exogénéité montre que le taux de change effectif réel est la variable la plus exogène du modèle au seuil de 5%. C'est pourquoi, le coefficient du paramètre a_{21} est nul.

En suivant le même courant de recherche que Goux (2003), nous supposons que le choc d'offre réelle entraîne des effets à court terme uniquement sur les prix (coefficient significatif). Par conséquent, $a_{41} = a_{51} = 0$.

Le choc de demande réelle extérieure n'est pas supposé affecter les variables monétaires domestiques à court terme. D'où, $a_{42} = a_{62} = 0$.

La pensée Keynésienne traditionnelle stipule que l'offre monétaire entre uniquement dans les équations contemporaines de l'offre monétaire et de la politique monétaire. Cette spécification implique la nullité de l'impact à court terme des chocs d'offre monétaire sur la production réelle, le taux de change effectif réel, les prix et le taux de change nominal. Étant donné la forme triangulaire inférieure de la matrice A_0 , nous imposons une restriction supplémentaire sur le coefficient non significatif $a_{54} = 0$.

Sims et Zha (1998) soutiennent que la politique monétaire ne répond pas instantanément aux chocs affectant la production réelle ou les prix. L'argument avancé est l'absence de données contemporaines sur les prix et la production réelle au moment où les décisions de politique monétaire sont prises. En outre, l'absence de réaction immédiate du taux d'intérêt à court terme aux chocs structurels d'offre réelle et de demande monétaire est particulièrement justifiée pour la politique monétaire en Tunisie, en raison du lissage du taux d'intérêt à court terme par la BCT en vue de préserver la stabilité financière. Dans le cadre de notre travail, cet argument se traduit par l'imposition d'une contrainte de la nullité à court terme des coefficients non significatifs a_{61} et a_{63} .

Dans la littérature, il existe un consensus sur l'absence de réponse contemporaine de la politique monétaire aux chocs de change. Cette affirmation aurait pu justifier le placement du taux d'intérêt à court terme précédant le taux de change nominal dans le VAR²²². Cependant, pour des raisons évoquées précédemment, nous avons retenu l'introduction du taux de change nominal avant le taux d'intérêt à court terme. Aussi, nous aurions pu exprimer l'absence d'impact de court terme des chocs de change sur la politique monétaire en imposant la nullité du paramètre a_{65} . Or, un autre courant de recherche {Sims (1992), Grilli et Roubini (1995) et Kim et Roubini (2000)} suscite une controverse concernant la relation contemporaine entre les chocs de change et la politique monétaire. Indirectement, Kim et Roubini (2000) évoquent la relation tridimensionnelle entre le taux de change nominal les prix et le taux d'intérêt à court terme. Ils soutiennent que dans les petites économies ouvertes, les autorités monétaires accordent une attention particulière à l'impact des mouvements du taux de change nominal sur les prix. Par conséquent; elles réagissent instantanément aux chocs de change en contractant les conditions monétaires par la hausse du taux d'intérêt à court terme. À l'image de ces auteurs nous supposons l'existence d'impact contemporain des chocs de change sur la politique monétaire en Tunisie, petite économie ouverte. D'ailleurs, le coefficient estimé de a_{65} est statistiquement acceptable (voir tableau 17).

²²² Voir la section précédente traitant de l'ordre d'introduction des variables dans le VAR.

Le schéma d'identification devient :

$$\begin{bmatrix} \overline{b_{11}} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \overline{b_{22}} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \overline{b_{33}} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \overline{b_{44}} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \overline{b_{55}} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \overline{b_{66}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\text{RPIB}} \\ \varepsilon_t^{\text{REER}} \\ \varepsilon_t^{\text{CPI}} \\ \varepsilon_t^{\text{MS}} \\ \varepsilon_t^{\text{NER}} \\ \varepsilon_t^{\text{MP}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \overline{1} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & \overline{1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{43} & \overline{1} & 0 & 0 \\ 0 & a_{52} & a_{53} & 0 & \overline{1} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{64} & a_{65} & \overline{1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \overline{e_t^{\text{RPIB}}} \\ \overline{e_t^{\text{REER}}} \\ \overline{e_t^{\text{CPI}}} \\ \overline{e_t^{\text{M2}}} \\ \overline{e_t^{\text{NER}}} \\ \overline{e_t^{\text{TMM}}} \end{bmatrix}$$

Le système est composé des six équations suivantes:

$$b_{11} \varepsilon_t^{\text{RPIB}} = e_t^{\text{RPIB}} \quad (1)$$

$$b_{22} \varepsilon_t^{\text{REER}} = e_t^{\text{REER}} \quad (2)$$

$$b_{33} \varepsilon_t^{\text{CPI}} = a_{31} e_t^{\text{RPIB}} + a_{32} e_t^{\text{REER}} + e_t^{\text{CPI}} \quad (3)$$

$$b_{44} \varepsilon_t^{\text{MS}} = a_{43} e_t^{\text{CPI}} + e_t^{\text{M2}} \quad (4)$$

$$b_{55} \varepsilon_t^{\text{NER}} = a_{52} e_t^{\text{REER}} + a_{53} e_t^{\text{CPI}} + e_t^{\text{NER}} \quad (5)$$

$$b_{66} \varepsilon_t^{\text{MP}} = a_{64} e_t^{\text{M2}} + a_{65} e_t^{\text{NER}} + e_t^{\text{TMM}} \quad (6)$$

La première équation montre que nous sommes en présence d'un choc d'offre réelle exogène en accord avec la forme triangulaire inférieure. La deuxième équation implique également l'exogénéité contemporaine du choc de demande étrangère. Dans le même ordre d'idées, Goux (2003) met en exergue l'exogénéité des chocs d'offre réelle et du choc étranger²²³.

La troisième équation est une fonction de prix en harmonie avec celles de Goux (2003) et Kim et Roubini (2000). En effet, les prix sont déterminés en fonction de la production réelle présente (principe de l'offre agrégée). En outre, dans notre cas, les prix domestiques sont instantanément influencés par les chocs de demande réelle étrangère.

²²³ Il est toutefois important de souligner que le choc étranger de Goux (2003) est un choc de taux d'intérêt étranger, tandis que notre choc étranger est un choc de demande réelle extérieure.

Kim et Roubini (2000) incorporent également une composante étrangère (mais du côté de l'offre) dans la fonction des prix : le choc du prix de pétrole.

La quatrième ligne correspond à une équation d'offre monétaire. Il s'agit d'une fonction simplifiée de l'offre de monnaie essentiellement expliquée par le niveau des prix.

La cinquième équation obéit à une forme de parité du pouvoir d'achat, dans la mesure où le taux de change répond aux prix. En outre, la réponse du taux de change nominal au taux de change effectif réel («proxy» de la compétitivité) traduit le cadre particulier de la politique monétaire en Tunisie, notamment la poursuite de la stabilité du taux de change effectif réel qui nécessite les ajustements par le taux de change nominal²²⁴.

La sixième et dernière ligne représente une équation de politique monétaire. Elle correspond à la fonction de réaction de Kim et Roubini (2000), sauf que cette dernière inclut également les chocs de prix de pétrole. Conformément à Sims et Zha (1998) et Kim et Roubini (2000), cette équation montre que les autorités monétaires déterminent le taux d'intérêt à court terme sur la base des valeurs présentes de la masse monétaire et du taux de change nominal. En revanche, contrairement à Goux (2003), les valeurs contemporaines de l'inflation et de la production réelle n'entrent pas dans la fonction de réaction immédiate de la politique monétaire à court terme. Cette hypothèse d'identification implique que les données sur le taux de change nominal et la masse monétaire M2 sont disponibles dans un délai d'une période (1 mois dans notre cas)²²⁵.

²²⁴ Ce mécanisme a été décrit précédemment. Voir par exemple dans la description de la politique monétaire en Tunisie au chapitre 1 de la première partie.

²²⁵ La fréquence mensuelle de nos données renforce les restrictions identificatrices de l'équation 6. En effet, l'absence de données à écart mensuel sur l'inflation et la production réelle en Tunisie est plus plausible que l'inexistence de ces données à un horizon trimestriel ou annuel.

Les estimés des matrices A_0 et B sont résumés dans le tableau 17²²⁶.

Tableau 17. Coefficients contemporains du modèle structurel de la Tunisie intégrant le taux de change nominal TND/USD

Parameter	Coefficient	Std.Error	T-value	Sign. Level
A(3,1)	0.018827	0.004783	3.935885	0.0001
A(3,2)	-0.037713	0.023790	-1.585251	0.1129
A(5,2)	-0.064867	0.110403	-0.587546	0.5568
A(4,3)	-0.856639	0.269795	-3.175143	0.0015
A(5,3)	0.607897	0.295284	2.058685	0.0395
A(6,4)	-0.965511	0.881607	-1.095172	0.2734
A(6,5)	-0.738299	0.819459	-0.900958	0.3676
B(1,1)	0.055562	0.002596	21.40093	0.0000
B(2,2)	0.011172	0.000522	21.40093	0.0000
B(3,3)	0.004022	0.000188	21.40093	0.0000
B(4,4)	0.017054	0.000797	21.40093	0.0000
B(5,5)	0.018570	0.000868	21.40093	0.0000
B(6,6)	0.232388	0.010859	21.40093	0.0000

Estimation de la matrice A_0

1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.018827	-0.037713	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	-0.856639	1.000000	0.000000	0.000000
0.000000	-0.064867	0.607897	0.000000	1.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	-0.965511	-0.738299	1.000000

Estimation de la matrice B

0.055562	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.011172	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.004022	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.017054	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.018570	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.232388

En se référant aux attentes théoriques, certains signes des coefficients contemporains sont controversés.

En accord avec les fondements théoriques du type Mundell-Fleming-Dornbusch, un choc positif d'offre réelle, se traduisant par une hausse de la production réelle, entraîne une baisse des prix à court terme.

²²⁶ L'interprétation économique est basée sur la matrice des effets contemporains des chocs structurels C_0 ($B^{-1} A_0$) en inversant les signes des coefficients.

Conformément aux prédictions théoriques, en réponse à un choc positif de demande réelle étrangère, les prix augmentent. Cependant, le taux de change nominal ne se déprécie pas afin de ramener le taux de change effectif réel à son niveau d'ancrage (caractéristique de la politique monétaire en Tunisie).

La réponse contemporaine de l'agrégat monétaire M2 au choc de demande monétaire est contradictoire. Selon les hypothèses, une hausse non anticipée des prix est suivie par une baisse de la masse monétaire. Or, nos résultats montrent une politique expansionniste d'accroissement de la masse monétaire M2. Toutefois, cette contradiction a également été notée par Kim et Roubini (2000).

En réponse à une hausse inattendue des prix, le taux de change nominal se déprécie immédiatement, accentuant ainsi la pression inflationniste. Cette relation paradoxale reflète l'incapacité du taux de change nominal en Tunisie d'absorber les effets inflationnistes des chocs. Ce résultat vient soutenir nos conclusions mises en exergue précédemment sous différentes approches.

À l'image de Kim et Roubini (2000) et de Goux (2003), les effets contemporains des chocs structurels sont mis en évidence. Le taux d'intérêt à court terme augmente en réponse à une hausse non anticipée de l'offre monétaire M2. Cela implique qu'en Tunisie les autorités monétaires adoptent instantanément une politique monétaire restrictive à titre préventif lorsque l'éventualité d'une pression inflationniste est présumée. Cependant, ce mécanisme de lutte contre l'inflation repose sur l'existence d'une relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix. Or, sur la base de notre étude analytique de la politique monétaire en Tunisie (chapitre 3), cette relation monétariste est très affaiblie.

Paradoxalement, on remarque une hausse du taux d'intérêt à court terme suite à une appréciation non anticipée de la monnaie tunisienne. Le sens de la réponse du TMM au choc de change diverge des prédictions théoriques. Il correspond à une action anti-inflationniste, alors que l'appréciation du taux de change nominal résulte en une baisse des prix. Cette réponse ambiguë a également été constatée par Neaime (2007). L'auteur attribue ce résultat contre-intuitif à l'ancrage du taux d'intérêt à court terme par la BCT dans le but de favoriser l'objectif de stabilité financière.

La sur-identification du système par l'imposition des restrictions supplémentaires est validée par le test LR. La valeur du ratio de vraisemblance χ^2 est de 0.9894 à 8 degrés de liberté et à une probabilité de 0.9983.

En résumé, l'identification de notre SVAR repose sur deux étapes d'identification. En premier lieu, l'identification à court terme est basée sur la décomposition de Choleski sur-identifiée. En deuxième lieu, l'identification à long terme est fondée sur les relations de long terme de l'espace cointégrant.

Les chocs structurels étant identifiés, le modèle VAR est transformé sous sa forme moyenne mobile dans le but de calculer et de représenter graphiquement la dynamique des différentes variables endogènes en réponse à un choc structurel d'une ampleur équivalente à un écart-type.

Compte tenu de l'assise théorique de notre travail de recherche, dans le cadre de notre analyse empirique, l'accent sera mis sur la fragilité des variables aux différents chocs et les instruments d'absorption des effets des chocs affectant notre système SVAR contraint. Avant d'exposer nos résultats, rappelons les relations présumées entre les variables du modèle tunisien émanant du cadre analytique et des estimations des modèles de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) et d'Edwards (2006) (chapitre 2 de la première partie):

- 1) Les prix ne montrent pas d'évidence d'une sensibilité aux mouvements du taux de change nominal. En revanche, la cible monétaire M2 affiche une réactivité relative aux fluctuations du taux de change nominal.
- 2) Le taux de change nominal n'est pas un canal actif dans la transmission des changements de la politique monétaire via les manipulations des instruments opérationnels (TMM et base monétaire).
- 3) Une faible relation monétariste existe entre l'offre de monnaie et les prix.
- 4) Le taux de change nominal n'est pas un outil efficace d'amortissement des effets des chocs, notamment sur les prix.

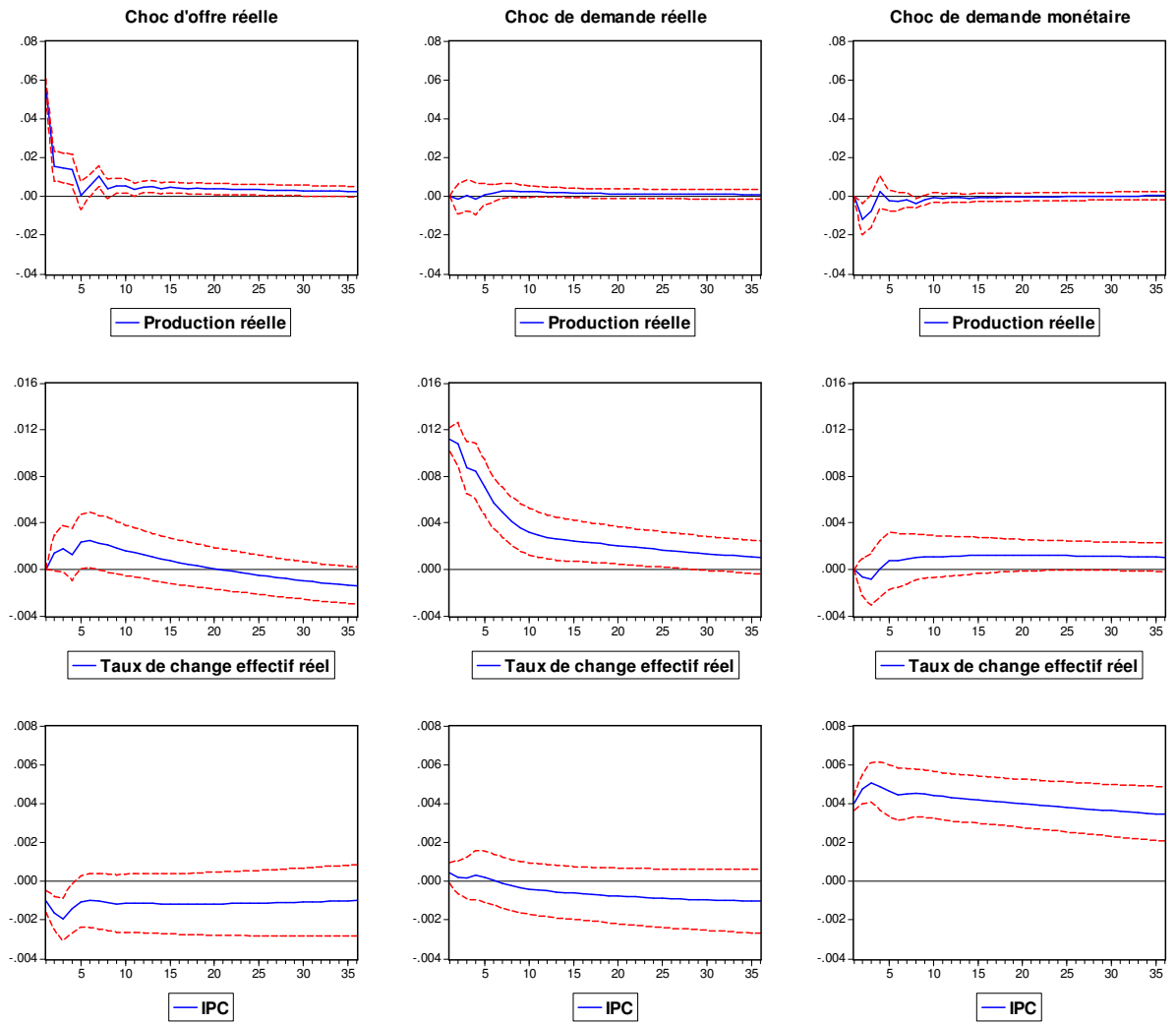
L'estimation du modèle VECM structurel permet de vérifier empiriquement ces résultats préliminaires.

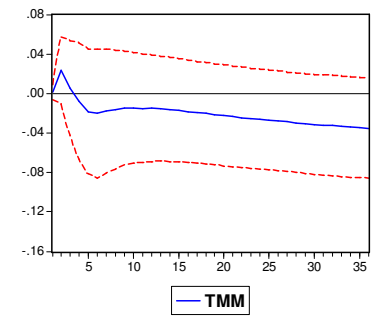
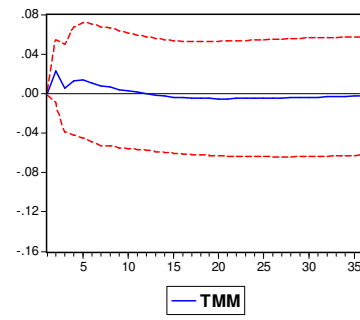
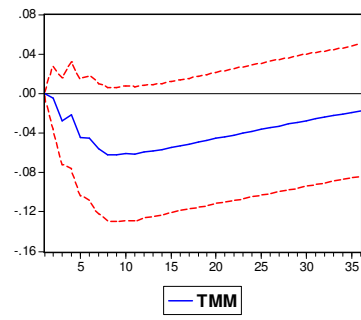
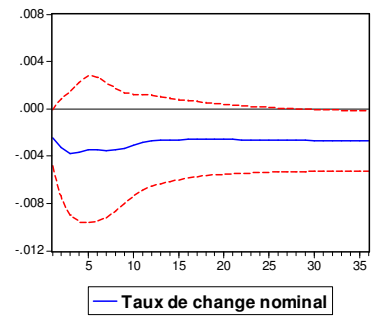
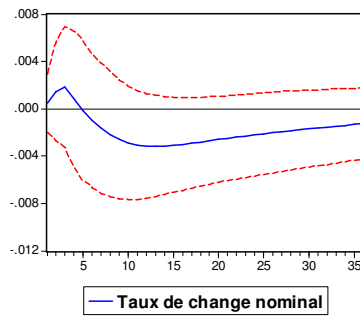
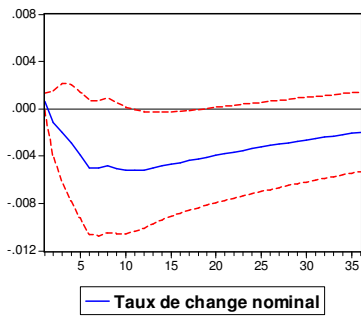
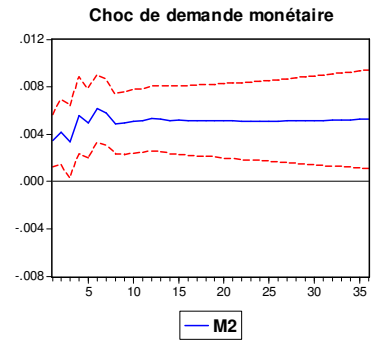
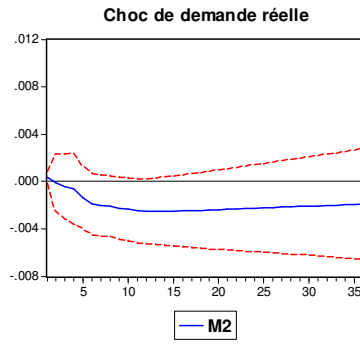
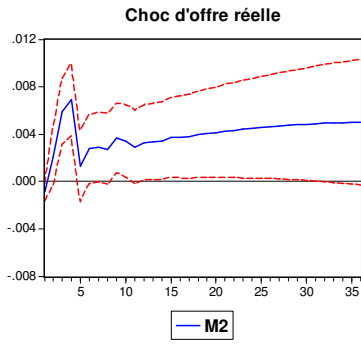
Il est important tenir compte également des hypothèses de référence du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch, telles qu'énoncées par Clarida et Gali (1994). Ces hypothèses ont été présentées dans la section précédente descriptive des chocs et de leurs effets.

Les effets des chocs découlant de l'estimation du VECM structurel sont interprétés en se basant sur deux techniques complémentaires : les fonctions de réponses et la décomposition de la variance des erreurs d'estimation. La première illustre la réponse de chaque variable du modèle à chacun des chocs affectant le système. La deuxième met en évidence l'importance relative de chaque innovation aléatoire dans la causalité de la variation des variables du système.

1.3.5. Analyse et interprétation des résultats

Figure 4. Fonctions de réponse des variables aux chocs d'offre réelle, de demande réelle et de demande monétaire; cas de la Tunisie





1) Les fonctions de réponse au choc réel d'offre

Conformément à la littérature existante, en Tunisie, un choc négatif d'offre réelle se traduit par une baisse persistante de la production réelle. Les effets significatifs de ce choc consistent en une légère appréciation transitoire du taux de change effectif réel, une baisse minime et temporaire des prix, et une hausse instantanée de la masse monétaire M2. Bien que persistant, l'impact à long terme du choc d'offre réelle sur l'agrégat M2 est statistiquement non significatif. Le sens de la réponse des prix au choc d'offre réelle ne suit pas les prédictions théoriques de Clarida et Gali (1994) ainsi que les mécanismes de l'offre agrégée de Blanchard et Quah (1989).

Lorsque le SVECM contient la base monétaire, à titre d'instrument opérationnel, un choc négatif d'offre réelle provoque une hausse négligeable mais significative de la base monétaire²²⁷. La réactivité de la base monétaire aux variations de la production réelle a également été soulignée par le test de causalité de Granger (annexe 5). Ce résultat reflète la volonté des autorités monétaires tunisiennes de relancer la croissance en favorisant des conditions monétaires expansionnistes via l'instrument base monétaire. L'augmentation des prix en réponse au choc négatif d'offre réelle est en accord avec les hypothèses théoriques. Toutefois, il s'agit d'une légère inflation temporaire et statistiquement non significative.

²²⁷ Les fonctions de réponse du SVECM incorporant la base monétaire sont à l'annexe 15.

2) Les fonctions de réponse au choc de demande réelle

En réponse à un choc de baisse de la demande réelle étrangère, la monnaie tunisienne affiche une dépréciation profonde et permanente en termes effectifs réels, les prix diminuent légèrement, mais cette diminution est significative et persistante, et la masse monétaire M2 baisse. Concernant la cible monétaire M2, seule sa réponse instantanée est significative.

L'hypothèse des effets d'un choc de demande réelle étrangère renforcée par le phénomène de la spirale inflationniste, liée à la pratique de la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC) par les autorités monétaires tunisiennes, est vérifiée. En effet, en accord avec les prédictions, en réponse à un choc négatif de demande réelle, les prix baissent (avec une baisse plus importante pour les biens échangeables) et la monnaie domestique se déprécie en termes réels. La nouvelle déflation est persistante et les prix se stabilisent à un niveau inférieur.

Les fonctions de réponse montrent qu'un choc négatif de demande réelle entraîne une dépréciation du taux de change en termes réels et nominaux. Donc, il apparaît que le taux de change nominal ne réagit pas en faveur de la stabilisation du taux de change effectif réel, variable d'ancrage. Conventionnellement, dans le but de maintenir la compétitivité, le taux de change nominal doit s'apprécier afin de contrecarrer la dépréciation réelle et d'éviter la volatilité du taux de change effectif réel. Dans notre cas, la dépréciation du taux de change nominal renforce celle du taux de change réel.

Sous l'hypothèse d'un pouvoir de transmission actif du taux de change nominal aux prix, la dépréciation du taux de change nominal entraînerait une hausse des prix. Or, il est à noter que non seulement la dépréciation nominale de la monnaie domestique n'a pas eu d'impact sur la nouvelle déflation persistante, mais aussi la réponse du taux de change nominal est faiblement significative. Il n'existe donc pas d'évidence du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix. Dès lors, en Tunisie, le taux de change nominal n'est pas mesure d'amortir les effets du choc de demande réelle étrangère sur les prix et sur l'ancrage de la compétitivité.

3) Les fonctions de réponse au choc de demande monétaire

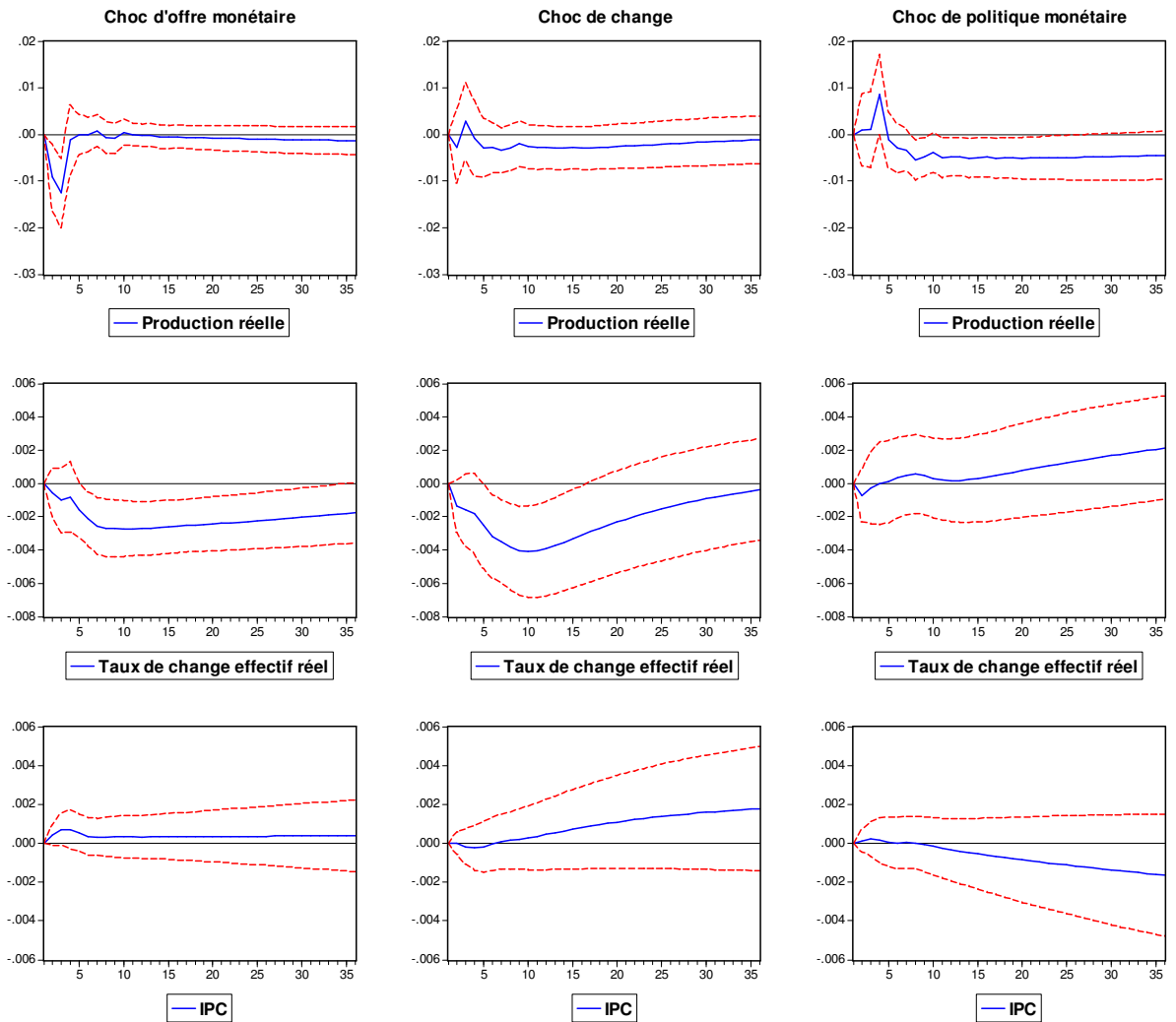
Un choc de baisse de la demande monétaire engendre une augmentation persistante des prix, une décroissance modeste et temporaire de la production réelle, une légère appréciation permanente du taux de change effectif réel et une croissance persistante de la cible monétaire M2. Les sens des réactions de la production réelle et du taux de change réel ne sont pas conformes aux hypothèses des effets engendrés par un choc de baisse de la demande monétaire et énoncés par le modèle Mundell-Fleming-Dornbusch (Clarida et Gali, 1994).

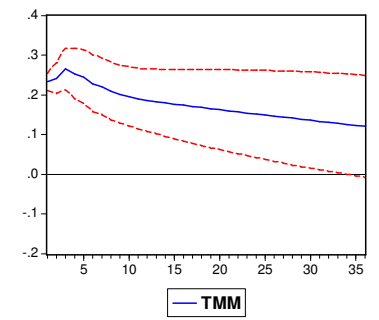
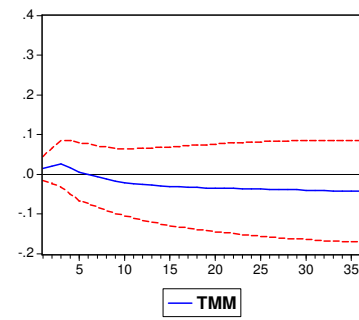
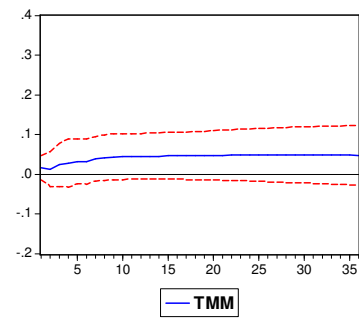
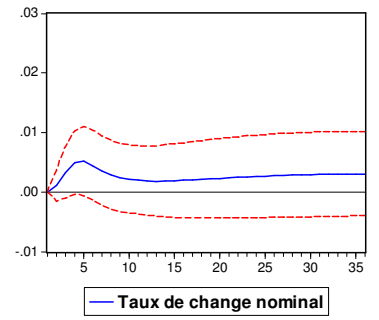
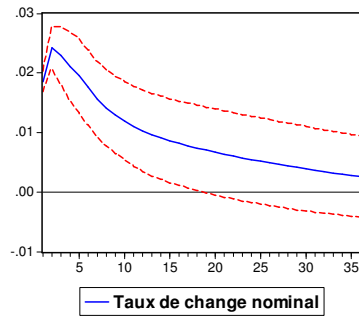
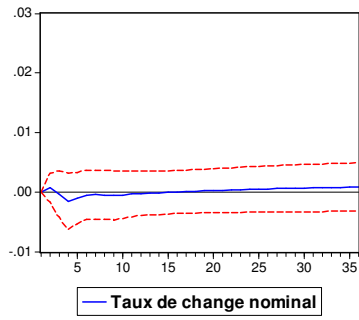
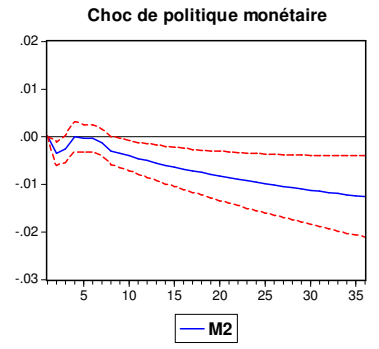
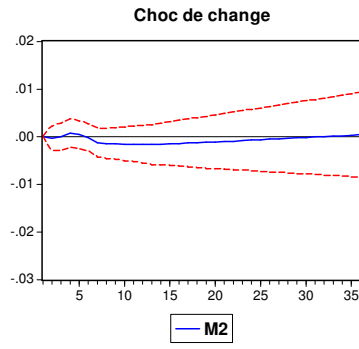
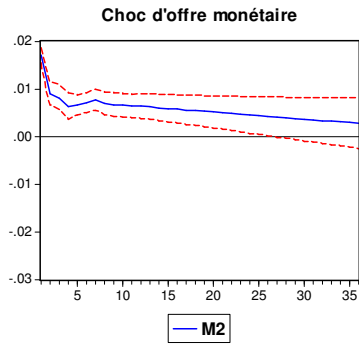
En dépit d'une réponse statistiquement non significative du TMM, on note que la réponse de la cible monétaire M2 suit celle du TMM. En effet, la hausse instantanée du TMM coïncide avec une légère décroissance de M2. Ensuite, la baisse permanente du TMM concorde avec une hausse persistante de M2. Ainsi, en cas de choc de baisse de la demande monétaire, la contrôlabilité de la masse monétaire M2 par le taux d'intérêt à court terme pourrait être envisagée. Cette causalité est soulignée au sens de granger (annexe 5). En revanche, les prix ne répondent pas à ce mécanisme. Il n'y a donc pas d'évidence d'une relation monétariste entre l'offre de la monnaie et les prix. Par ailleurs, il apparaît que la cible monétaire M2 suit la réaction des prix. Ce résultat confirme que l'offre de monnaie est essentiellement déterminée par le niveau des prix.

La fonction de réponse de la base monétaire au choc de demande monétaire montre une croissance modérée. À l'image du TMM, la réaction de la base monétaire est à l'opposé d'une action contre la hausse des prix. Paradoxalement, elle correspond à une politique monétaire expansionniste.

Le taux de change nominal répond au choc de demande monétaire par une dépréciation minime et transitoire, et statistiquement peu significative. L'absence de réactivité du taux de change nominal au choc de demande monétaire, source principale des variations des prix, implique qu'il ne contribue pas à l'ajustement des effets inflationnistes de ce choc.

Figure 5. Les fonctions de réponse aux chocs d'offre monétaire, de change nominal et de politique monétaire; cas de la Tunisie





4) Les fonctions de réponse au choc d'offre monétaire

D'après nos fonctions de réponse, un choc restrictif d'offre monétaire, traduit par une réduction significative de la cible monétaire M2, résulte en une baisse temporaire de la production réelle, une dépréciation permanente de forte ampleur du taux de change effectif réel, ancrage de la compétitivité en Tunisie, une inflation dérisoire mais persistante et une hausse permanente du TMM. La modeste réponse des prix diverge des prédictions théoriques. Selon les attentes, une contraction non anticipée de l'offre monétaire devrait engendrer une déflation. Ce résultat renforce l'idée de la faiblesse du lien monétariste entre M2 et les prix en Tunisie. Dans le même ordre d'idées, Kandil et Mirzaie (2003) ne trouvent pas d'effets inflationnistes significatifs d'un choc expansionniste d'offre monétaire en Tunisie²²⁸.

La réponse du taux d'intérêt à court terme au choc monétaire restrictif est paradoxale. En effet, la hausse permanente du TMM accentue la contraction de l'agrégat M2. De même, dans le cas où la cible opérationnelle est la base monétaire, cette dernière réagit par une baisse importante significative et permanente, montrant ainsi une orientation restrictive de la politique monétaire. La causalité de la base monétaire par l'agrégat monétaire M2 est également soutenue par le test de Granger (annexe 5). L'inflation causée par le choc de baisse de l'offre monétaire est considérable et persistante lorsque la cible opérationnelle est la base monétaire (annexe 15). Là encore, la rupture de la relation monétariste en Tunisie est soulignée. Cependant, il est pertinent de noter qu'en dépit des sens contraires des réactions des prix et des instruments opérationnels de la politique monétaire en réponse à un choc restrictif d'offre monétaire, les réponses du TMM et de la base monétaire concordent avec celle des prix. Elles correspondent à une action de lutte contre l'inflation.

La réaction du taux de change nominal au choc restrictif d'offre monétaire consiste en une dépréciation négligeable et faiblement significative. Ce résultat diverge des prédictions théoriques du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch et des résultats de Obstfeld et Rogoff (1995) et de Faust et Rogers (2003). En effet, ce courant de recherche met en évidence l'appréciation nominale de la monnaie domestique suite à un

²²⁸ Au sein des pays du MENA, les auteurs notent une pression inflationniste significative en réponse à un choc d'accroissement de l'offre monétaire uniquement en Égypte et au Pakistan.

choc restrictif d'offre monétaire. Cette relation s'explique en partie par la réaction des agents sur le marché des changes suite à une baisse non anticipées des liquidités. Toutefois, cette relation est valable pour les économies développées, notamment les États-unis dont la monnaie est une devise d'échange international. Or, en ce qui concerne la Tunisie, une telle hypothèse peut ne pas être validée dans la mesure où le marché des change est encore peu développé et le compte des capitaux est partiellement libéralisé (semi-convertibilité du dinar tunisien, chapitre 3).

Le taux de change effectif réel répond au choc restrictif d'offre monétaire par une dépréciation importante. Certes, cette réponse est contraire aux hypothèses théoriques du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch. Néanmoins, en se référant au courant de recherche traitant des pays du MENA (Moyen-Orient et Afrique du Nord) de Kamar (2004), une relation monétariste entre l'offre de monnaie et le taux de change réel est mise en évidence. Cette relation implique que la baisse de la demande de consommation liée à la rétraction de l'offre monétaire touche essentiellement les biens échangeables. D'où la baisse des prix de ces biens par rapport aux prix des biens non échangeables et la dépréciation du dinar en termes réels. Cette relation est particulièrement plausible en Tunisie dans la mesure où l'administration des prix par l'État porte en grande partie sur les biens non échangeables (tableau 11, chapitre 2 de la première partie).

En réponse au choc de contraction de l'offre monétaire, la production réelle montre une baisse temporaire, minime et significative, alors que la cible monétaire M2 croît sensiblement et d'une manière significative et persistante suite à un choc négatif d'offre réelle. Ce résultat soutient la relation de «feed back» entre l'agrégat M2 et la production réelle soulignée par le test de causalité de Granger (annexe 5). Cette double relation traduit la forte influence des conditions monétaires sur l'activité réelle en Tunisie. C'est pourquoi, les autorités monétaires tunisiennes ajustent l'offre monétaire en vue de contrecarrer les effets indésirables des chocs sur la production réelle et de relancer l'activité économique.

5) Les fonctions de réponse au choc de change

L'impact significatif d'un choc de change (appréciation nominale non anticipée de la monnaie domestique) se limite à une dépréciation importante et persistante du taux de change effectif réel. En se référant à l'approche d'Edwards (2006), cette relation implique que le taux de change nominal est un instrument efficace d'amortissement des effets inflationnistes des chocs. Toutefois, cette conclusion repose sur la condition sine qua non suivante : la baisse des prix des biens échangeables (PPI) transmise par l'appréciation nominale de la monnaie domestique est plus forte que la baisse des prix des biens non échangeables (CPI). À cet effet, le taux de change réel (au certain) se déprécie. La fonction de réponse des prix au choc de change montre plutôt une baisse dérisoire suivie par une hausse du CPI. Cependant, cette réponse n'est pas statistiquement significative. Par conséquent, il n'y a pas d'évidence suffisante pour affirmer la contribution du taux de change nominal à l'absorption des effets des chocs sur les prix en Tunisie.

Les sens des mouvements du taux de change et des prix sont conformes aux hypothèses : un choc d'appréciation du taux de change engendre une légère baisse des prix. Ensuite, à partir du 2^{ème} mois suivant le choc de change, le taux de change nominal entame une dépréciation profonde. Cette dépréciation nominale est accompagnée par une hausse minime des prix. Conventionnellement, à l'image des résultats Boughrara (2007)²²⁹, la déflation instantanée provoquée par le choc de change est résorbée par une baisse du TMM. Or, le TMM affiche une hausse immédiate et dérisoire, correspondant à une action paradoxale de lutte contre l'inflation. De même, la nouvelle inflation ultérieure, transmise par la dépréciation nominale, coïncide avec une diminution du TMM. Là encore, la réponse du TMM est contraire aux attentes théoriques. Néanmoins, les effets du choc d'appréciation de la monnaie tunisienne sur les prix et sur le taux d'intérêt à court terme ne sont pas statistiquement significatifs. Ce résultat contre-intuitif entre le taux de change nominal et le taux d'intérêt à court terme a également été souligné par Blot (2005). Il remarque que, dans la zone euro, en réponse à un choc de

²²⁹ Boughrara (2007) conclut qu'un choc de change (appréciation en termes effectifs nominaux du dinar tunisien) provoque une baisse significative et instantanée des prix, une décroissance du taux d'intérêt et une diminution de la production. La baisse du taux d'intérêt reflète la volonté de la BCT d'améliorer les conditions monétaires restrictives.

dépréciation de l'euro, les prix évoluent vers la hausse et le taux d'intérêt à court terme diminue (cette diminution n'est pas statistiquement significative).

Dans le même ordre d'idées, Neaime (2007) note l'absence de réponse significative des prix au choc de change. Aussi, l'auteur met en exergue le non ajustement des effets du choc de change par le taux d'intérêt à court terme en Tunisie. Il souligne la volonté des autorités monétaires d'éviter les mouvements du taux d'intérêt à court terme pour des fins de stabilité financière.

Nos résultats nous amènent à conclure que d'une part, le taux d'intérêt à court terme n'est pas un instrument d'absorption des effets des chocs de change en Tunisie. D'autre part, notre ligne de recherche antérieure soutenant l'absence de sensibilité significative des prix aux mouvements du taux de change nominal en Tunisie est renforcée. Par conséquent, les chocs de change ne constituent pas une menace à la réalisation de l'objectif de maîtrise de l'inflation. En outre, l'option d'une transition vers une politique monétaire de ciblage de l'inflation ne risque pas d'être entravée par ces chocs.

L'impact du choc de change sur la cible monétaire M2 est insignifiant. D'où, en Tunisie la cible intermédiaire de la politique monétaire n'est pas vulnérable aux chocs de change. Ces chocs ne sont pas en mesure de perturber le ciblage intermédiaire de la politique monétaire en faisant dévier la cible monétaire de ses valeurs d'ancrage. En revanche, les chocs de change ont un impact significatif et persistant sur le taux de change effectif réel. Donc, en Tunisie, l'ancrage de la compétitivité est exposé aux chocs de change.

6) Les fonctions de réponse au choc de politique monétaire

Un choc de politique monétaire restrictive (à travers la hausse du TMM) cause une diminution permanente de la production réelle, une diminution persistante mais non significative des prix, une baisse importante et permanente de la cible monétaire M2 et une légère appréciation persistante du taux de change nominal. Ces réactions rejoignent celles de Boughrara (2007) et s'alignent avec les prédictions théoriques. La courbe d'inspiration keynésienne IS montre que la hausse du taux d'intérêt à court terme ralentit l'activité économique. Par ailleurs, la pensée monétariste soutient que la croissance du taux d'intérêt à court terme freine l'accroissement de l'offre monétaire (obtenue via la monétisation des crédits accordés) et résulte en une déflation. Toutefois, rappelons que la réponse des prix est statistiquement non significative²³⁰. La réponse de l'agrégat monétaire M2 reflète le fonctionnement du premier brin du mécanisme de transmission de la politique monétaire, à savoir : entre l'instrument taux d'intérêt à court terme et le canal offre monétaire. Néanmoins, ce mécanisme est rompu à ce niveau dans la mesure où la réponse des prix n'est pas statistiquement significative. Ce résultat souligne la rupture de la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix en Tunisie.

En accord avec les hypothèses, le taux de change nominal répond au choc restrictif de politique monétaire par une appréciation significative. Par conséquent, ce résultat montre que le taux de change nominal pourrait être un canal efficace de transmission de la politique monétaire.

Lorsque la base monétaire remplace le TMM à titre de cible opérationnelle, un choc de politique monétaire restrictive via la diminution de la base monétaire n'a pas d'impact significatif notable sur les variables du modèle (annexe 15). Par conséquent, la base monétaire n'agit pas en tant que cible opérationnelle capable d'agir sur M2 et d'influencer les prix. En accord avec les résultats de Boughrara (2003), il n'existe pas de relation de causalité et de contrôlabilité allant de la base monétaire vers le taux de change nominal. En cas de choc restrictif de politique monétaire, les changements de la base monétaire ne sont pas transmis au canal taux de change nominal.

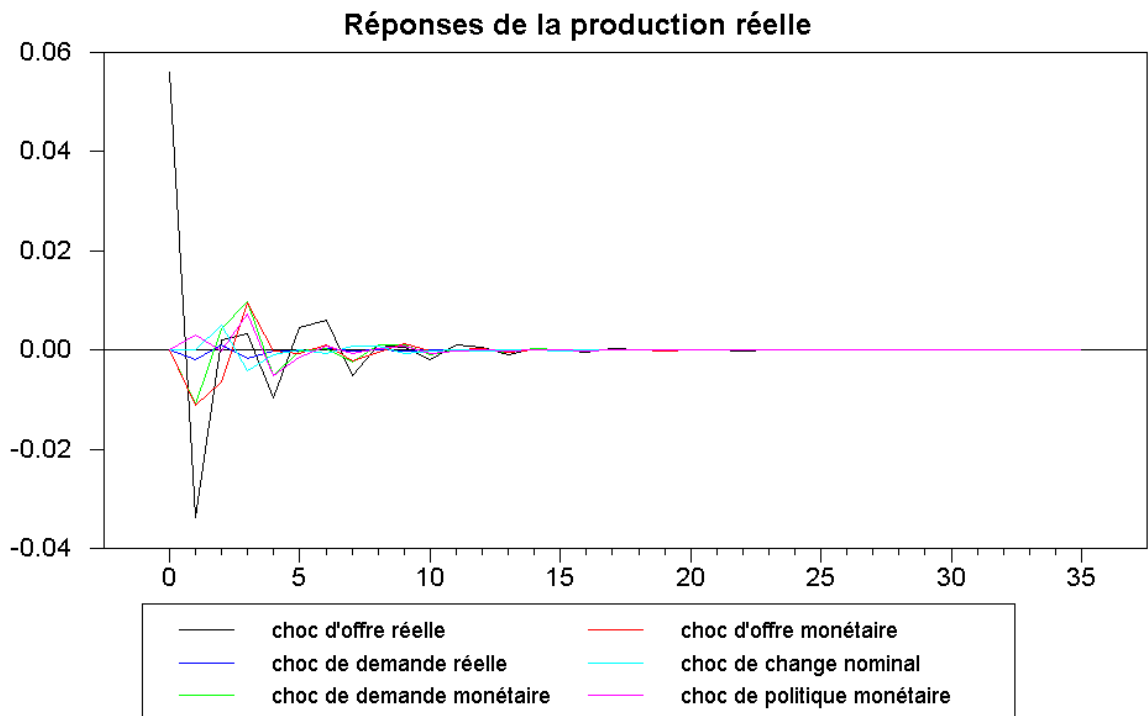
²³⁰ La réponse non significative des prix au choc de politique monétaire pourrait faire référence à l'énigme des prix soulignée par Sims (1992).

Décomposition de la Variance et sensibilité des variables

1) La production réelle

Décomposition de la Variance de la production réelle en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	93.43227	0.064765	3.910006	2.363934	0.203062	0.025959
3	88.51669	0.063254	4.931349	6.062981	0.376394	0.049337
4	87.30524	0.113411	4.737557	5.702764	0.366597	1.774436
6	86.54298	0.176987	4.959151	5.607173	0.728920	1.984791
9	84.50657	0.623705	5.110784	5.298523	1.206174	3.254239
12	82.85457	0.920947	4.981747	5.117942	1.639424	4.485373
18	79.66485	1.191552	4.717282	4.818644	2.506434	7.101239
24	76.95720	1.315754	4.478954	4.642050	3.052922	9.553116
30	74.77110	1.402506	4.291118	4.569024	3.295916	11.67034
36	72.99232	1.463302	4.154918	4.577039	3.363689	13.44873



La décomposition de la variance de la production réelle confirme les résultats des fonctions de réponse. En Tunisie, les chocs d'offre réelle sont la source principale de la variance de la production réelle. Ce résultat conventionnel rejoint ceux des nombreux travaux traitant des dynamiques des chocs, notamment Clarida et Gali (1994).

Toutefois, nous constatons le raffermissement de la part de la variance de la production réelle due aux chocs de politique monétaire à terme. De même, la sensibilité de la production réelle au choc de politique monétaire est soulignée par la fonction de réponse. Cette évolution a également été notée par Goux (2003).

2) Le taux de change effectif réel

Décomposition de la Variance du taux de change effectif réel en niveau

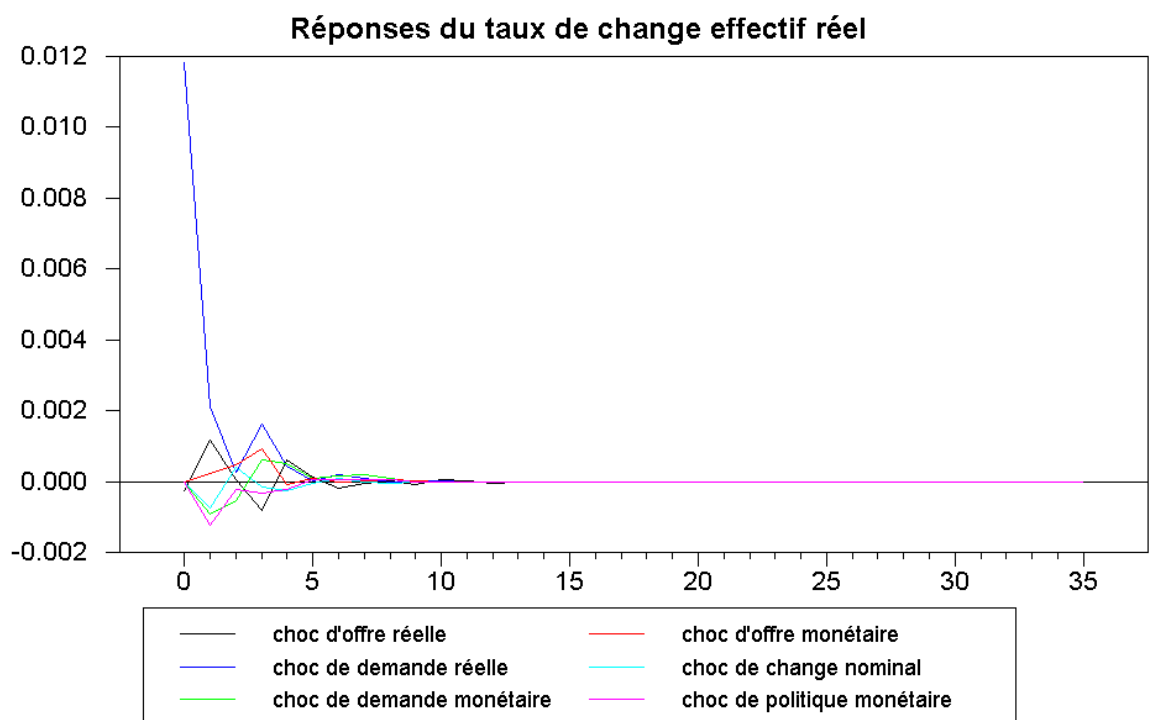
Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.774996	97.96682	0.173583	0.130518	0.737069	0.217014
3	1.509500	96.22065	0.353731	0.408360	1.322848	0.184915
4	1.613202	95.56276	0.288344	0.490454	1.895043	0.150199
6	3.527951	89.54835	0.436676	1.727658	4.616513	0.142855
9	4.753204	79.43845	0.806086	4.553460	10.21691	0.231883
12	4.902438	71.78817	1.162958	6.800376	15.12230	0.223762
18	4.439050	63.81424	1.904707	10.08220	19.47787	0.281928
24	4.043878	59.93871	2.577664	12.48374	20.20001	0.755999
30	4.080126	57.08682	3.138437	14.16880	19.65782	1.867996
36	4.636307	54.30112	3.551307	15.14175	18.65568	3.713837

À court terme, conformément à la littérature existante (Clarida et Gali, 1994), les chocs de demande réelle étrangère sont à l'origine de la variance du taux de change effectif réel (ancrage de la compétitivité). Cependant, à long terme, ces chocs perdent de leur pouvoir explicatif en faveur des chocs de change et d'offre monétaire. Ainsi, à long terme, la variance du taux de change effectif réel est due conjointement aux chocs de demande réelle, de change et d'offre monétaire. Ce résultat est soutenu par les fonctions de réponse.

L'impact des chocs de change sur le taux de change effectif réel suscite plusieurs interprétations. D'une part, la sensibilité de l'ancrage de la compétitivité aux chocs de change en Tunisie est mise en exergue. D'autre part, le taux de change nominal n'agit pas en faveur de la règle du taux de change effectif réel constant pratiquée par la BCT. En effet, en réponse à un choc d'appréciation nominale de la monnaie domestique, le taux de change effectif réel réagit par une dépréciation profonde (voir figure 5). Cette dépréciation persiste et le taux de change effectif réel ne retrouve pas sa valeur initiale.

Le taux de change nominal ne s'ajuste pas afin de ramener le taux de change effectif réel à son niveau d'ancrage et de préserver la compétitivité de l'économie tunisienne.

Par ailleurs, rappelons que l'existence d'un impact indirect du taux de change nominal sur le taux de change réel du point de vue monétariste d'Edwards (2006), traduisant le rôle actif du taux de change en tant qu'instrument d'absorption des effets inflationnistes des chocs, est à écarter dans la mesure où la réponse des prix aux chocs de change n'est pas statistiquement significative.



Concernant la poursuite de la règle du taux de change effectif réel constant, certains points peuvent être retenus.

La règle du taux de change effectif réel constant (TCERC) et objectif de compétitivité

- La poursuite de la règle du TCERC peut être entravée par les chocs de demande réelle; de change et d'offre monétaire. Ces chocs provoquent des fluctuations du taux de change effectif réel, indésirables quant au maintien de la compétitivité de la Tunisie.

- L'assouplissement de la règle du TCERC est confirmé empiriquement. Le taux de change effectif réel fluctue (dans un cadre modéré) dans le but d'absorber les effets des chocs de demande réelle, de change et d'offre monétaire. La tolérance des mouvements du taux de change effectif réel reflète la volonté des autorités monétaires tunisiennes de limiter la volatilité du taux de change nominal. Ainsi, il semblerait que la «peur du flottement» soit adoptée au détriment de l'objectif de maintien de la compétitivité.

- En cas de choc de demande réelle, le phénomène de la spirale inflationniste lié à l'application de la règle du TCERC est vérifié : un choc négatif de demande réelle résulte en une déflation permanente.

3) Le niveau général des prix

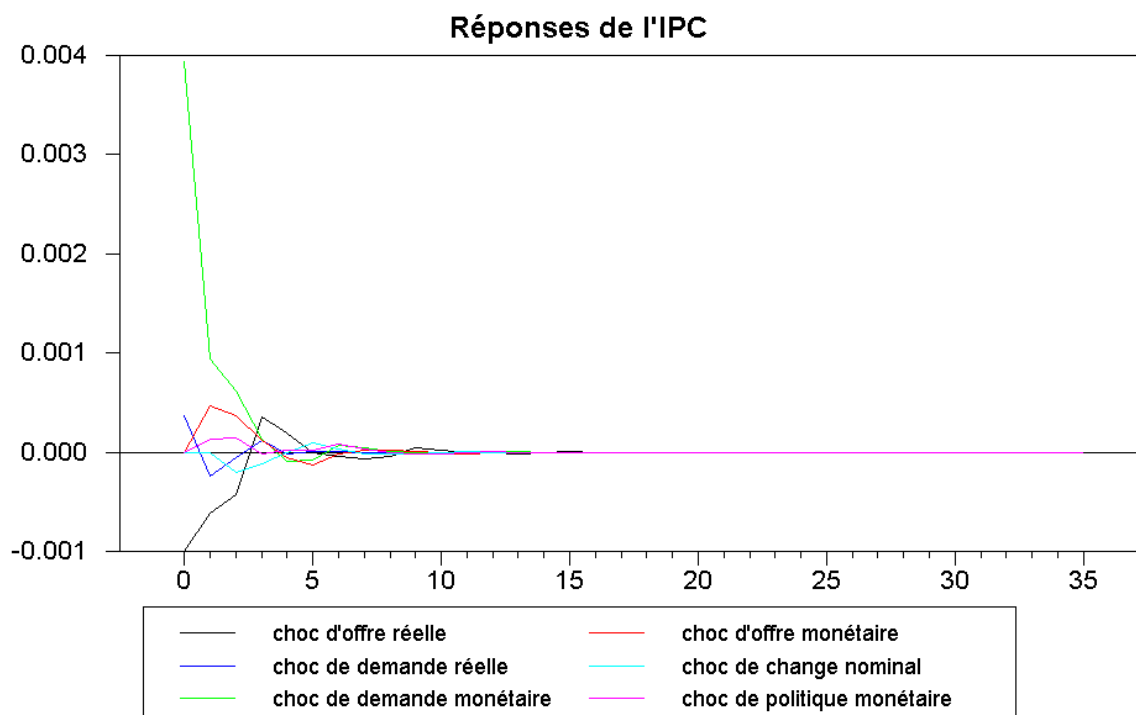
Rappelons que, dans le cadre de notre étude, l'accent est mis sur la relation à triple dimension entre le taux de change nominal, les prix et le taux d'intérêt à court terme.

Décomposition de la Variance de l'IPC en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	6.271629	1.017400	92.71097	0.000000	0.000000	0.000000
2	8.844251	0.489487	90.20513	0.437456	3.23E-06	0.023675
3	10.44818	0.320563	88.16975	0.940034	0.044280	0.077200
4	9.638922	0.333306	88.66506	1.194496	0.091423	0.076789
6	8.140816	0.260130	90.34256	1.109746	0.091347	0.055401
9	7.378553	0.259435	91.30930	0.916260	0.094699	0.041749
12	7.102872	0.428021	91.31411	0.825515	0.215708	0.113778
18	7.004988	0.919610	89.68037	0.746721	1.033607	0.614709
24	6.947137	1.463040	86.92683	0.721369	2.436423	1.505199
30	6.806510	2.002069	83.67914	0.711770	4.088736	2.711777
36	6.576425	2.498273	80.28809	0.705596	5.763011	4.168607

Les résultats de la décomposition de la variance des prix montrent qu'à court terme, la variance des prix est causée par les chocs de demande monétaire. À long terme, la dominance de ces chocs persiste, avec toutefois un accroissement de la part de cette variance expliquée par les chocs d'offre réelle (7%). Ces résultats sont en accord avec les fonctions de réponse de l'IPC, à l'exception que ces dernières montrent, conformément au modèle Mundell-Fleming-Dornbusch, une sensibilité des prix aux chocs de demande réelle étrangère. De même, ils rejoignent ceux des économistes du FMI (2007 f). Par conséquent, la réalisation de l'objectif final de maîtrise de l'inflation peut être affectée par ces chocs. En vue de préserver sa crédibilité, la BCT doit tenir compte du pouvoir déstabilisateur de ces chocs sur la cible finale de sa politique monétaire, à savoir : les prix.

Nos résultats sont différents de ceux de Boughrara (2003). L'auteur trouve qu'en Tunisie, l'offre de monnaie explique 15% de la variance des prix, tandis que nous concluons que cette variance n'est pas générée par les chocs d'offre monétaire. Par ailleurs, la réponse contradictoire des prix au choc restrictif d'offre monétaire soulève l'implication suivante : en Tunisie, le canal monétaire M2 n'est pas suffisamment efficace dans la transmission des changements de la politique monétaire aux prix. Dans ce sens, la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix est quasi-rompue.



En théorie, l'affaiblissement de la relation entre l'offre de monnaie et les prix est attribué à deux facteurs : la maîtrise de l'inflation à des niveaux faibles et la libéralisation financière. Ces deux états de faits réunis semblent expliquer la quasi-rupture entre l'ancrage monétaire M2 et les prix dans le cadre de la politique monétaire en Tunisie.

Au cours de la dernière décennie, en raison de la maîtrise de l'inflation à des niveaux bas (l'inflation moyenne est autour des 3% entre 2000 et 2006), la relation entre les agrégats monétaires et les prix s'est estompée et est devenue instable. Les agrégats monétaires perdent de leur pouvoir informationnel et deviennent des indicateurs inefficaces de la politique monétaire²³¹.

Avec le lancement du Plan d'ajustement structurel en 1986, la libéralisation financière de l'économie tunisienne et son intégration dans les marchés internationaux des

²³¹ C'est une des raisons qui a incité certains pays développés à abandonner le régime d'ancrage monétaire et à engager la transition vers un régime d'ancrage ferme de l'inflation. À titre d'exemple, la Suisse a abandonné l'ancrage monétaire pour le régime de ciblage implicite de la stabilité des prix en 2000. L'Afrique du Sud a réalisé le passage de l'ancrage monétaire à la politique de ciblage ferme de l'inflation en 1997.

capitaux se sont progressivement confirmées. Dès lors, les changements du système financier sont à l'origine de la modification des propriétés des agrégats monétaires.

Dans le cas où le SVAR contraint inclut la base monétaire en tant que cible opérationnelle, nos résultats se rapprochent de ceux de Boughrara (2002 a) : les chocs d'offre monétaire causent 8% de la variance des prix (annexe 17). Par ailleurs, en dépit du sens contraire de la réponse des prix au choc d'offre monétaire, l'ampleur de cette réponse est plus forte que dans le cas où le TMM est intégré dans le modèle (annexe 15 et figure 5). Par conséquent, lorsque nous tenons compte de la base monétaire, le lien monétariste s'améliore.

Les chocs de change et de politique monétaire n'engendrent pas de réactions significatives des prix. L'étude des chocs affectant l'économie tunisienne montre qu'il n'existe pas d'évidence empirique d'une sensibilité significative des prix aux mouvements du taux de change nominal. Les prix ne réagissent pas aux chocs de change et les chocs de change ne contribuent pas à l'explication de la variance des prix. Il en découle que d'une part, le taux de change nominal n'a pas de pouvoir de transmission aux prix. Donc, en se référant à l'approche d'Edwards (2006), le taux de change nominal ne représente pas un outil d'ajustement des effets inflationnistes des chocs. D'autre part, la poursuite de l'objectif final de maîtrise de l'inflation par les autorités monétaires tunisiennes n'est pas exposée aux effets perturbateurs des chocs de change. En outre, la possibilité éventuelle du passage au régime de ciblage de l'inflation n'est pas entravée par les effets possibles de ces chocs.

4) La cible intermédiaire M2

Décomposition de la Variance de la masse monétaire M2 en niveau

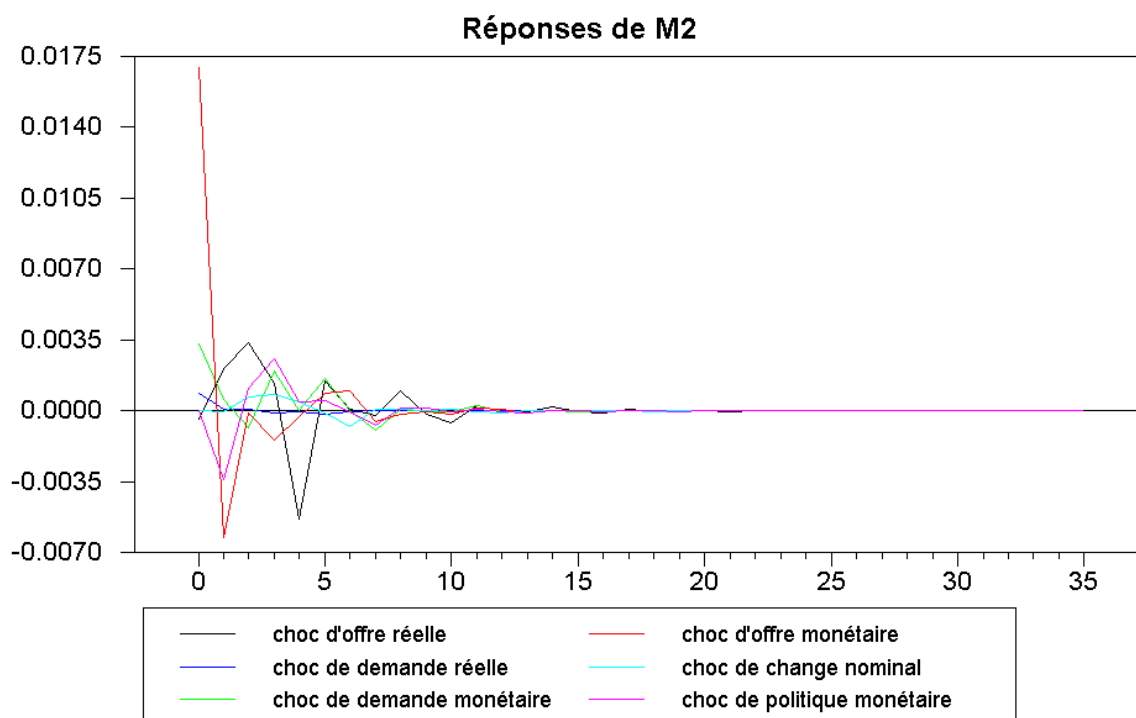
Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.264461	0.042901	3.909415	95.78322	0.000000	0.000000
2	1.185569	0.034864	6.970100	88.62191	0.039364	3.148188
3	7.393329	0.060789	7.547819	81.21169	0.030803	3.755571
4	13.32638	0.110821	10.90174	72.47459	0.112278	3.074188
6	11.69748	0.753662	16.12543	68.82929	0.105685	2.488445
9	11.09960	1.756926	18.94784	63.65432	0.644224	3.897088
12	10.72897	2.624571	20.22287	57.96627	1.041769	7.415542
18	10.68149	3.407546	20.49774	47.15207	1.297109	16.96405
24	11.05641	3.468046	19.49141	37.94300	1.113368	26.92776
30	11.33331	3.237607	18.17087	30.40875	0.858654	35.99081
36	11.38430	2.922108	16.92532	24.44648	0.664250	43.65754

À court terme, la variance de la cible monétaire M2 est essentiellement expliquée par les chocs d'offre monétaire. Par contre, à long terme, ce sont les chocs de politique monétaire qui sont à l'origine de la part dominante de cette variance. Aussi, les chocs de demande monétaire et d'offre réelle prennent de l'importance dans l'explication de cette variance (17% et 11%). Une relation de causalité réciproque et significative entre la production réelle et la cible monétaire M2 a été illustrée par les fonctions de réponse, ainsi que par le test de causalité de Granger (annexe 5). Le ciblage intermédiaire officiel de l'agrégat monétaire M2 est donc vulnérable aux chocs d'offre monétaire, aux chocs de politique monétaire, aux chocs d'offre réelle et aux chocs de demande monétaire. Ces chocs constituent une menace à la pratique de l'ancrage monétaire en Tunisie, dans la mesure où ils peuvent troubler l'accomplissement des prévisions et engendrer des dérapages monétaires par rapport à la cible.

Les chocs de change ne causent pas la variance de M2. En outre, la réponse de M2 au choc de change est minimale (figure 5). Dès lors, les volatilités du taux de change nominal ne représentent pas des sources de perturbation du ciblage intermédiaire de la masse monétaire.

La contribution des chocs de demande monétaire dans l'explication de la variance de la cible monétaire M2 est soutenue par les fonctions de réponse (figure 4). Certes, nous avons mis en évidence la rupture entre l'offre monétaire et les prix. Toutefois, nos résultats prônent en faveur de l'existence d'une réponse inverse et significative de M2

en cas de chocs de demande monétaire, sources majeures des variations des prix. Par conséquent, il semblerait que les autorités monétaires ajustent la masse monétaire M2 en vue d'amortir les effets déstabilisateurs des chocs sur les prix. Ce résultat confirme que l'offre de monnaie est essentiellement déterminée par le niveau des prix.



Les chocs de politique monétaire via les changements du TMM expliquent une part substantielle de la variance de la cible monétaire. Ce résultat met en évidence une contrôlabilité de la cible intermédiaire M2 par les autorités monétaires. En outre, il confirme d'une part, la réponse profonde, significative et conforme aux hypothèses théoriques de la cible monétaire M2 aux mouvements non anticipés du taux d'intérêt à court terme (figure 5), et d'autre part, la relation de causalité de M2 par le TMM soulignée par le test de Granger (annexe 5).

Lorsque la base monétaire remplace le TMM, les chocs de politique monétaire à travers les variations de la base monétaire ne contribuent pas à l'explication de la variance de la masse monétaire M2 (annexe 17). L'absence de sensibilité de l'agrégat monétaire aux chocs de base monétaire est également mise en évidence par les fonctions de réponse (annexe 15). Dés lors; il apparaît sur le plan empirique que la cible M2 n'est pas

contrôlable par la base monétaire. Ce résultat diverge de ceux de Boughrara (2002 a). L'auteur conclut qu'en Tunisie, les mouvements de croissance de la base monétaire sont à l'origine de 70% de la variation de la croissance de l'agrégat M2. De même, Boughrara (2003) note que 20% de la variance de l'offre monétaire est due aux chocs de base monétaire.

5) Le taux de change nominal TND/USD

Décomposition de la Variance du taux de change nominal TND/USD en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.115062	0.062474	1.700908	0.000000	98.12156	0.000000
2	0.191840	0.234935	1.746710	0.055422	97.64464	0.126454
3	0.388553	0.376843	2.041466	0.043831	96.36849	0.780817
4	0.711630	0.323369	2.217194	0.158630	94.79935	1.789826
6	1.943413	0.264602	2.427691	0.161387	92.26335	2.939557
9	3.590761	0.606961	2.919380	0.149983	89.69207	3.040841
12	5.129841	1.213235	3.157833	0.141718	87.40868	2.948693
18	7.093089	2.182386	3.568190	0.123093	84.02570	3.007538
24	8.111212	2.699867	4.057654	0.123710	81.56458	3.442977
30	8.629579	2.954077	4.617720	0.152206	79.51938	4.127037
36	8.856344	3.066372	5.221895	0.207739	77.70311	4.944541

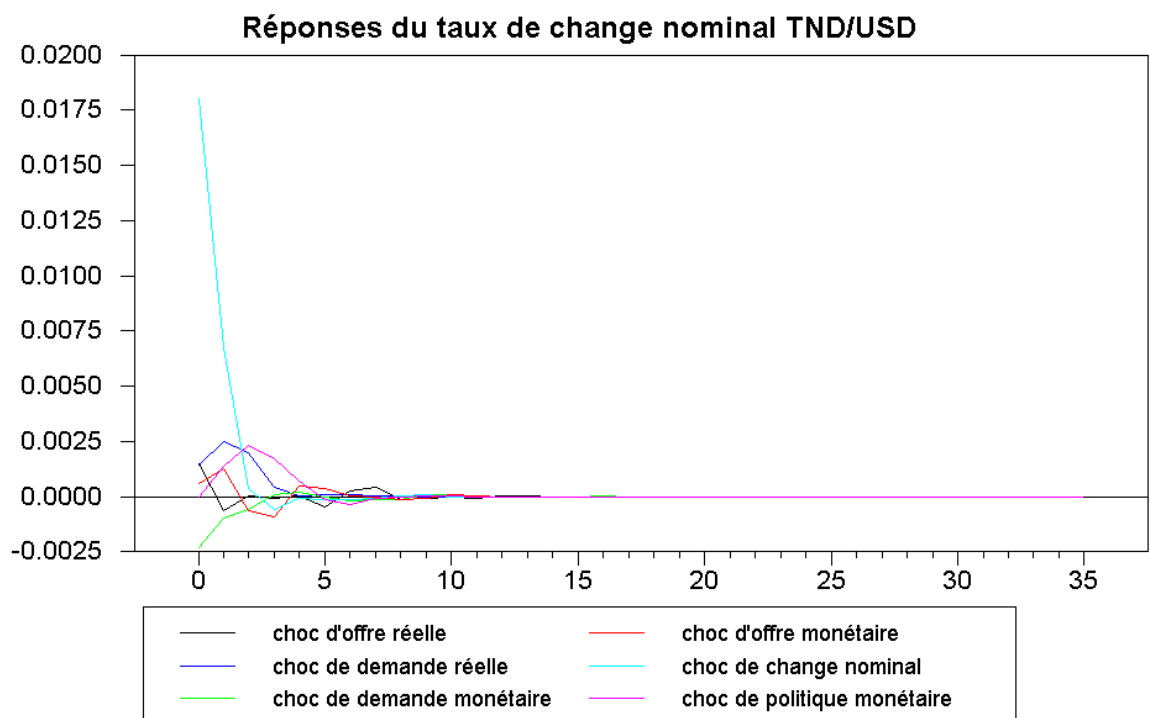
Quel que soit l'horizon temporel, les chocs de change expliquent la majorité de la variance du taux de change nominal. À long terme, les chocs d'offre réelle contribuent légèrement à cette variance (9%). Ces résultats concordent avec ceux des fonctions de réponse (figure 4).

Les chocs de politique monétaire (mouvements du TMM) n'engendrent qu'une part dérisoire de la variance du taux de change nominal. Par conséquent, cette relation n'est pas suffisamment forte pour affirmer l'existence d'une relation de contrôlabilité du taux de change nominal par le TMM. Par ailleurs, le taux de change nominal n'est pas contrôlable par la base monétaire. D'où, en Tunisie, le taux de change nominal n'est pas un canal actif dans le cadre du processus de transmission de la politique monétaire. Il n'existe donc pas de mécanisme de transmission de la politique monétaire reposant sur un premier brin allant des cibles opérationnelles (base monétaire ou TMM) vers le taux de change nominal.

Le taux de change nominal ne favorise pas la pratique de la règle du TCERC. Il ne réagit pas aux effets perturbateurs des chocs de demande réelle étrangère et d'offre monétaire, sources principales des fluctuations de la compétitivité. Il ne contribue donc pas à l'ajustement de ces effets dans le but de ramener le taux de change effectif réel à son niveau initial et de préserver la compétitivité de l'économie tunisienne. Par contre, les chocs de change ont un effet perturbateur sur la compétitivité.

Les fluctuations du taux de change nominal ne sont pas en mesure de perturber l'ancrage monétaire intermédiaire et la réalisation de l'objectif de maîtrise de l'inflation.

Le taux de change nominal n'agit pas en tant qu'instrument d'absorption des effets des chocs affectant les différentes variables de la politique monétaire. Il répond principalement à son propre choc et ne fluctue pas dans le but de contrecarrer les effets indésirables des autres chocs sur les différents ancrages et cibles de la politique monétaire.



En Tunisie, il n'existe pas d'évidence du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix. En premier lieu, les chocs de change n'ont pas d'effets significatifs sur les prix. En deuxième lieu, les prix sont largement affectés par les chocs de demande monétaire. Or, d'une part, aucune réponse significative du taux de change nominal à ces chocs n'est décelée. D'autre part, il n'y a pas d'impact indirect significatif du taux de change nominal sur le taux de change réel suite à ces chocs. Par conséquent, le taux de change nominal n'est pas un instrument efficace d'ajustement des effets des chocs sur les prix.

Certes, le taux de change nominal n'est pas réactif aux chocs monétaires de demande et d'offre, causes respectives des perturbations des prix et de la cible monétaire M2. Néanmoins, en dépit de la part restreinte des variances des prix et de M2 attribuées aux chocs d'offre réelle, le taux de change nominal varie en réponse à ces chocs. D'où, il apparaît que le taux de change nominal contribue modestement à l'amortissement des effets réduits des chocs d'offre réelle sur les prix et la cible monétaire M2. En particulier, il est important de souligner que la réponse du taux de change nominal au choc négatif d'offre réelle œuvre dans le sens d'un ajustement de la nouvelle déflation (figure 4).

En Tunisie, le taux de change nominal n'est pas considéré comme un outil d'absorption des effets des chocs affectant les prix, la cible monétaire intermédiaire et l'ancrage de la compétitivité. L'absence d'une contribution significative du taux de change nominal dans l'amortissement des effets des chocs nous amène à mettre en évidence l'ancrage modéré du taux de change nominal reflétant «la peur du flottement»²³². Dans ce sens, la «peur du flottement», a incité la BCT à alléger la pression sur le taux de change nominal et à limiter ses mouvements excessifs. C'est pourquoi, dans un cadre d'ancrage souple

²³² L'ancrage modéré du taux de change nominal implique que le taux de change n'est pas en mesure d'agir librement et pleinement en tant qu'instrument d'absorption des effets des chocs exogènes asymétriques. En se référant à la théorie des Zones Monétaires Optimales (ZMO), initiée par Mundell (1961), le taux de change doit être substitué par d'autres mécanismes d'ajustement des effets des chocs. Trois mécanismes sont proposés:

- 1) La mobilité du travail : elle permettrait au capital humain de quitter les zones touchées par la récession dans le but de demander l'emploi dans les régions qui bénéficient d'une expansion économique.
- 2) La flexibilité des prix et des salaires : il s'agit d'une condition pré-requise pour l'ajustement des variations de l'offre et de la demande sur les marchés des biens et du travail.
- 3) Les transferts des ressources : ces transferts sont au profit des régions affectées par les chocs afin de les aider à redresser leurs économies.

et modéré, la règle du taux de change effectif réel constant a été assouplie en vue de tolérer la contribution du taux de change réel dans l'absorption des effets des chocs.

En raison du poids de la «peur du flottement», les autorités monétaires tunisiennes semblent privilégier l'objectif de la gestion de la dette extérieure au détriment des objectifs primordiaux de maîtrise de l'inflation et de maintien de la compétitivité. Cette ligne d'action s'explique par le niveau d'endettement élevé de l'économie tunisienne²³³.

²³³ Rappelons que le ratio d'endettement extérieur par rapport au PIB de la Tunisie est remarquablement lourd (il a atteint 67,9% en 2005 et il a été réduit à 55,6% en 2007, voir tableau 15). Cependant, les autorités monétaires ont l'intention d'allouer une partie conséquente des recettes importantes des privatisations de 2006 à l'allégement de la dette extérieure. Ainsi, selon les autorités, le ratio d'endettement sera ramené à 50% du PIB en 2011. Par ailleurs, les réserves de change s'accroîtront de 3 ¼ mois d'importations en 2005 à 5 ½ mois en 2011 (FMI 2006 c).

6) Les cibles opérationnelles : TMM et base monétaire

Décomposition de la Variance du TMM en niveau

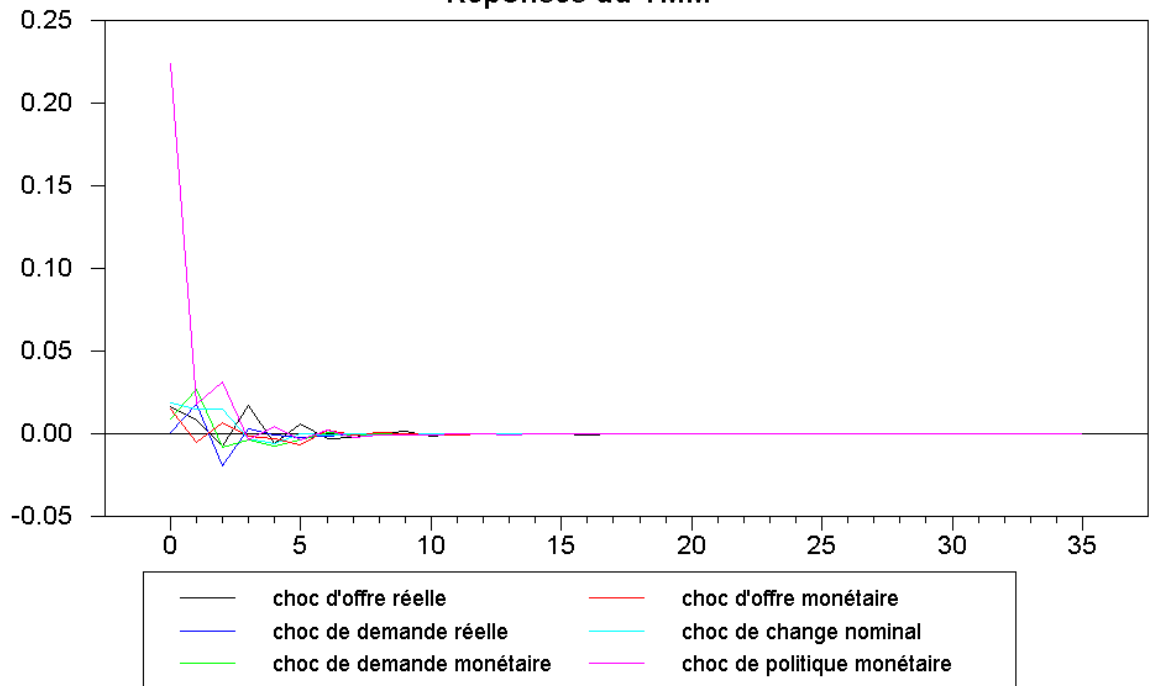
Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.000287	0.000885	0.004250	0.497778	0.345108	99.15169
2	0.018614	0.452334	0.474108	0.371815	0.541024	98.14211
3	0.434092	0.292659	0.306081	0.525196	0.681350	97.76062
4	0.512256	0.281768	0.250789	0.682612	0.615678	97.65690
6	1.434471	0.270296	0.372084	0.990062	0.424682	96.50840
9	3.109865	0.214285	0.420237	1.680661	0.402547	94.17240
12	4.190705	0.173455	0.439914	2.269166	0.581915	92.34484
18	5.124412	0.139117	0.546768	3.156430	1.100929	89.93234
24	5.269946	0.129247	0.772655	3.885287	1.634310	88.30855
30	5.101353	0.121949	1.096559	4.536325	2.177440	86.96637
36	4.817068	0.114349	1.497358	5.121852	2.760932	85.68844

La variance du TMM est expliquée par les chocs de politique monétaire. Les chocs de change engendrent une part dérisoire de cette variance. Le taux d'intérêt à court terme ne réagit pas aux fluctuations non anticipées du taux de change nominal en vue de préserver la stabilité des prix. Il ne constitue donc pas un instrument d'ajustement des effets des chocs de change sur les prix. Par conséquent, la relation tridimensionnelle «taux de change nominal - prix - taux d'intérêt» n'est pas mise en évidence en cas de chocs de change.

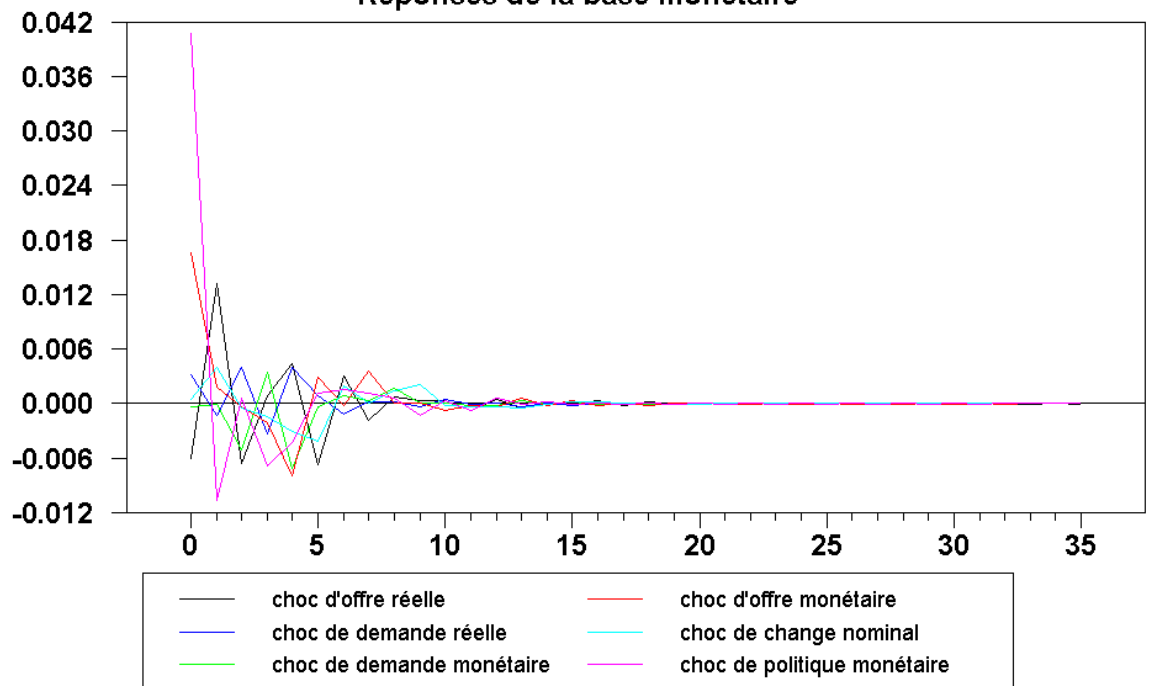
La variance de la base monétaire est due principalement aux chocs de politique monétaire, mais aussi aux chocs d'offre monétaire à raison de 30% (annexe 17). Cette relation inverse de causalité de la base monétaire par la cible M2 confirme le test de Granger (annexe 5).

Il n'existe pas d'évidence empirique robuste d'une relation de causalité et de contrôlabilité de la cible monétaire M2 ou du taux de change nominal par la base monétaire au titre de cible opérationnelle. Non seulement l'agrégat monétaire M2 et le taux de change nominal ne répondent pas aux chocs de politique monétaire traduits par les changements de la base monétaire, mais aussi les chocs de base monétaire n'expliquent pas les variances de la masse monétaire M2 et du taux de change nominal. Par conséquent, la base monétaire ne joue pas le rôle de la cible opérationnelle de la politique monétaire en Tunisie. Pourtant, depuis 2006, la BCT a annoncé que la base monétaire représente la cible opérationnelle officielle de la politique monétaire.

Réponses du TMM



Réponses de la base monétaire



Dans le cadre du mécanisme de transmission de la politique monétaire en Tunisie, le taux d'intérêt à court terme semble être la véritable cible opérationnelle qui reflète le mieux les changements de la politique monétaire. En outre, ce mécanisme repose sur le lien entre le taux d'intérêt à court terme et le canal de l'offre monétaire M2. Les résultats des fonctions de réponse et des décompositions des variances mettent en exergue la contrôlabilité de la cible monétaire M2 par le taux d'intérêt à court terme, soulignée au sens de Granger (annexe 5). En effet, l'ancrage monétaire M2 réagit sensiblement au choc de politique monétaire, via les changements non anticipés du TMM et la variance de la cible monétaire M2 est dominée par les chocs de taux d'intérêt.

L'identification empirique des canaux du processus de transmission de la politique monétaire en Tunisie est quelque peu controversée. D'une part, la BCT n'octroi pas au TMM un rôle actif dans la lutte ainsi que dans la prévention contre l'instabilité des prix. Il en découle que le TMM représente plutôt une variable d'ancrage, réservée à la réalisation de l'objectif de stabilité financière.

D'autre part, certes, au niveau intermédiaire, la quasi-rupture de la relation monétariste entre l'offre de la monnaie et les prix en Tunisie est soutenue lorsque la cible opérationnelle de la politique monétaire est le taux d'intérêt à court terme. Cependant, malgré l'absence de contrôlabilité de l'agrégat monétaire M2 par la base monétaire, paradoxalement, le lien monétariste semble se renforcer lorsque la base monétaire est incluse au titre de cible opérationnelle.

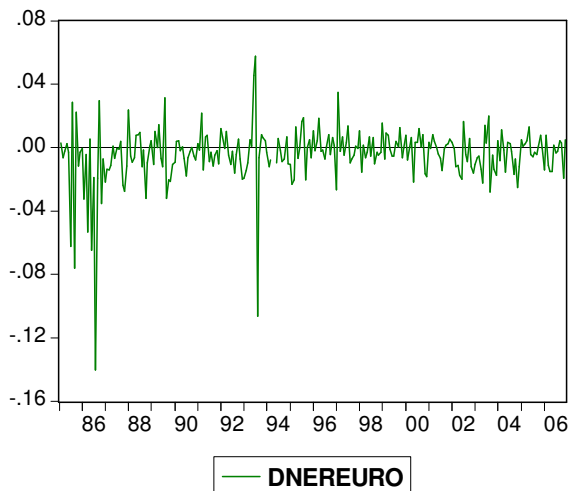
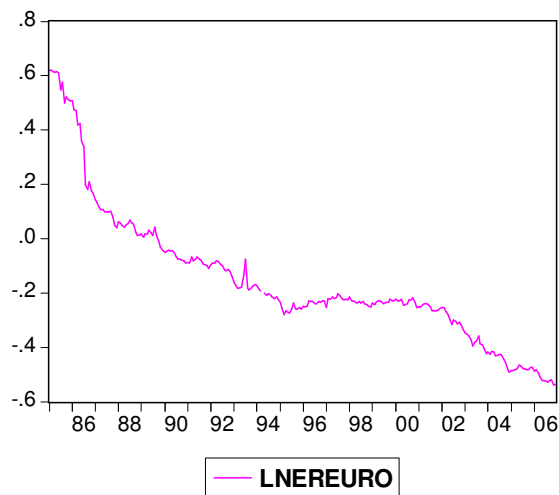
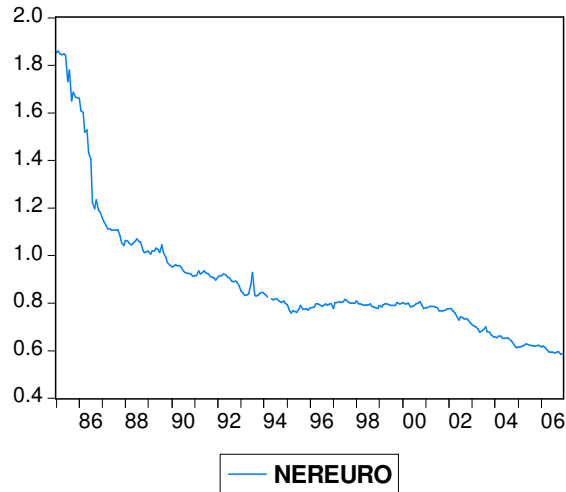
Depuis le lancement de l'euro, le régime de change *de facto* de la Tunisie est qualifié d'ancrage implicite administré à l'euro (Marouani et al., 2000). Ce choix de régime de change officieux reflète le poids dominant de la monnaie européenne dans le panier monétaire du rattachement du taux de change nominal, pratiqué jusqu'à fin 2004. Cette dominance est liée à la prépondérance du poids des échanges extérieurs de la Tunisie avec l'UE²³⁴. En dépit de notre réticence d'utiliser des données sur l'euro couvrant une période antérieure à 1999, il nous semble incontournable de suivre la même méthodologie empirique pour la Tunisie en intégrant non pas le taux de change nominal par rapport au USD, mais par rapport à l'euro. Nous espérons que nos résultats ne seront pas totalement invalidés.

Par ailleurs, certes, comparé au taux de change nominal TND/USD, le taux de change nominal TND/euro varie peu. Il est donc légitime de penser qu'il est impertinent d'étudier l'impact des mouvements simulés d'une variable stable sur les différents ancrages et cibles de la politique monétaire. Toutefois, rappelons que dans le cadre de la transition progressive des autorités monétaires tunisiennes vers le flottement pur de la monnaie domestique, la flexibilité du taux de change nominal par rapport à l'euro s'accroît. En outre, compte tenu de l'importance de l'UE en tant que partenaire commercial de la Tunisie, il est présumé que les effets des chocs asymétriques affectant la Tunisie et l'UE sont plus dévastateurs pour l'économie tunisienne que ceux qui heurtent la Tunisie et les États-Unis. D'où le besoin de l'ajustement par le taux de change nominal par rapport à l'euro.

²³⁴ Rappelons que d'une part, la Commission européenne (2003) estime le poids de l'euro dans le panier monétaire de la Tunisie entre 68% et 70%. D'autre part, en 2006, le commerce extérieur de la Tunisie avec l'UE représente 77% de ses échanges commerciaux totaux (Banque Centrale de Tunisie, 2007 b).

1.3.6. Cas du modèle de la Tunisie intégrant le taux de change nominal TND/euro

Figure 6. Taux de change nominal TND/euro et ses variantes



La variable NEREURO représente le taux de change nominal TND/euro. Ce taux exprime les unités d'euros pour une seule unité de TND. La figure 6 expose également les transformations en LOG et en différence première. Le taux de change nominal TND/euro a été obtenu par le simple calcul d'un taux de change croisé :

$$\text{TND/euro} = (\text{TND/USD})/(\text{euro/USD}).$$

■ TND/USD est le taux de change nominal dinar tunisien-dollar américain moyen mensuel. Il exprime les unités de USD pour une unité de TND. Il provient du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».

■ Euro/USD est le taux de change nominal euro-dollar américain. Il traduit les unités de USD contre une unité d'euro. De janvier 1986 à décembre 1998, ce taux a été remplacé par le taux de change

DEM/USD (du CD-ROM du FMI) ajusté par le taux de conversion du DEM à l'euro (1,95583). De janvier 1999, date du lancement de l'euro, jusqu'à la fin de la période (2006:12), le taux de change nominal euro/USD est directement obtenu du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».

D'après les critères Akaike et FPE («final prediction error»), l'ordre approprié du VAR intégrant le taux de change TND/euro est égal à 5 mois ($p = 5$).

La causalité au sens de Granger entre les variables varie peu du cas intégrant le taux de change TND/USD²³⁵. Toutefois, trois relations intéressantes apparaissent. La première montre que le taux de change nominal TND/euro cause au sens de Granger le taux de change effectif réel. Si ce résultat est validé empiriquement, il pourrait révéler que les chocs de change nominal constituent une source de perturbation du taux de change effectif réel, ancrage de la compétitivité. En outre, en se basant sur l'approche d'Edwards (2006), l'impact indirect du taux de change nominal sur le taux de change réel impliquerait que le taux de change nominal par rapport à l'euro contribue à l'ajustement macroéconomique des effets des chocs, notamment sur les prix. La deuxième indique que le taux de change nominal TND/euro est causé par la base monétaire, alors que le taux de change nominal TND/USD est causé par le TMM. Selon la troisième, le taux de change nominal TND/euro cause le TMM et non pas le contraire. Dans le cas où cette dernière causalité est soutenue sur le plan empirique, elle pourrait impliquer que le TMM répond au choc de change nominal. En d'autres termes, le taux d'intérêt à court terme est utilisé par les autorités monétaires dans le but d'absorber les effets inflationnistes des chocs de change.

Les tests Dikey-Fuller, de et de Phillips-Perron sont pratiqués sur les séries du VAR en niveau. Le test de Dickey-Fuller augmentés montre que le PIB réel n'est pas stationnaire. Les trois tests s'accordent sur la non stationnarité de la masse monétaire M2 et du taux d'intérêt à court terme (TMM). Le taux de change TND/euro est stationnaire, sauf d'après le test de Dickey-Fuller augmentés à 5% et 1%. Selon les statistiques Trace et la valeur propre maximale, le test de Johanssen indique l'existence de deux relations de cointégration entre les variables ($r = 2$). À l'image du modèle avec

²³⁵ Voir annexe 19.

le taux de change nominal TND/USD, le modèle estimé intégrant le taux de change nominal TND/euro est un VAR contraint ou VECM.

La méthode empirique utilisée pour le cas intégrant le taux de change nominal TND/euro est similaire à celle du cas tenant compte du taux de change nominal TND/USD. Ainsi, l'estimation du SVECM repose sur deux étapes : l'intégration de l'espace cointégrant en vue de l'assimilation des contraintes de long terme et l'imposition des restrictions de court terme par une approche semi-structurelle.

Espace cointégrant

RPIBTUN	REERTUN	CPITUN	M2TUN	NEREURO	TMMTUN
0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	1.566424 (0.18392)	0.000000 (0.00000)	1.000000 (0.00000)	0.035284 (0.02456)
0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	1.000000 (0.00000)	-0.190968 (0.05434)	0.000000 (0.00000)	0.018501 (0.01694)

Note : Les valeurs entre parenthèse représentent les écarts-types.

Cet espace cointégrant tient compte de la faible exogénéité de M2 et du TMM²³⁶. Les deux relations de cointégration peuvent être interprétées comme suit :

$$\text{NEREURO} = - 1.5664 \text{ CPITUN} - 0.0353 \text{ TMMTUN}$$

$$\text{CPITUN} = 0.1909 \text{ M2TUN} - 0.0185 \text{ TMMTUN}$$

La première relation de cointégration pourrait être interprétée comme une relation combinée inspirée de la parité du pouvoir d'achat (PPA) et de la parité des taux d'intérêt (PTT). En accord avec la PPA, la monnaie tunisienne se déprécie en cas de pression inflationniste. Cependant, le sens de la réponse du taux de change nominal au taux d'intérêt à court terme est contraire aux prédictions théoriques. En se référant à la parité des taux d'intérêt, la monnaie domestique devrait s'apprécier suite à la hausse du TMM domestique²³⁷. Ce mécanisme obéit à la forte demande en monnaie domestique pour des fins de spéculation. Or rappelons qu'en Tunisie, ce mécanisme peut être entravé dans la mesure où les mouvements libres des capitaux ne sont pas encore tolérés.

²³⁶ Les tests de faible exogénéité ont été réalisés.

²³⁷ Évidemment, la hausse du taux d'intérêt domestique est relative au taux d'intérêt étranger.

La relation négative entre le TMM et le taux de change nominal peut s'expliquer par les anticipations déflationnistes de la BCT. En effet, la hausse du TMM implique des conditions monétaires restrictives et donc la baisse des prix. En se basant sur ces anticipations déflationnistes et compte tenu du régime de flottement géré du taux de change pratiqué par la BCT, dans le but de stimuler les exportations (rappelons que la compétitivité de l'industrie tunisienne est un objectif majeur en Tunisie), les autorités monétaires peuvent être tentées de déprécier le dinar tunisien. De plus, cette orientation permet d'absorber la déflation et de ramener les prix à leur niveau initial. Néanmoins, étant donné que ce mécanisme est fondé sur des anticipations déflationnistes en réponse aux conditions monétaires restrictives, il est tributaire d'une transmission certaine et effective du choc de politique monétaire aux prix.

La deuxième relation de cointégration exprime une relation quantitative monétariste. Conformément à la littérature existante, une orientation expansionniste de la politique monétaire résulte en une inflation.

L'espace cointégrant défini étant intégré dans la matrice des restrictions à long terme de la forme structurelle du VAR contraint $C(L)$, il nous reste donc à définir la matrice des coefficients à court terme du SVAR contraint par l'imposition des contraintes de court terme.

Imposition des contraintes de court terme

À l'image du cas du SVECM intégrant le taux de change nominal TND/USD, l'estimation du SVECM incluant le taux de change nominal TND/euro repose sur la méthode d'identification semi-structurale de Choleski couplée avec l'approche d'identification de Bernanke et Mihov (1995).

Le VAR standard de forme réduite X_t est un vecteur des six variables suivantes : le logarithme du PIB réel (RPIBTUN), le logarithme du taux de change effectif réel (REERTUN), le logarithme du niveau des prix (CPITUN), le logarithme de l'agrégat monétaire M2 (M2TUN), le logarithme du taux de change nominal TND/euro (NEREURO) et le taux d'intérêt à court terme (TMMTUN). Le système répond aux chocs structurels ϵ_t^{RPIB} , ϵ_t^{REER} , ϵ_t^{CPI} , ϵ_t^{MS} , ϵ_t^{NER} et ϵ_t^{MP} . Ces chocs représentent respectivement : les chocs d'offre réelle, les chocs de demande réelle extérieure, les chocs de demande monétaire, les chocs d'offre de monnaie, les chocs de change et les chocs de politique monétaire. e_t^{RPIB} , e_t^{REER} , e_t^{CPI} , e_t^{M2} , e_t^{NER} et e_t^{TMM} sont les résidus de la forme réduite.

En se référant aux travaux de Giannini et al. (1995), de Sims et Zha (1998), de Kim et Roubini (2000) et de Goux (2003), nous imposons des restrictions de court terme supplémentaires sur les paramètres estimés et statistiquement non significatifs obtenus par la décomposition de Choleski.

Les restrictions additionnelles de court terme imposées sur le taux de change effectif réel, le taux d'intérêt à court terme et la cible monétaire M2 sont proches de celles du cas où le taux de change nominal est considéré par rapport au USD. Ainsi, $a_{21} = a_{41} = a_{42} = a_{61} = a_{62} = a_{63} = 0$. Aussi, nous retenons la nullité de a_{54} , inspirée de la pensée Keynésienne. Toutefois, nous ne supposons pas l'absence d'impact contemporain du choc d'offre réelle sur le taux de change nominal TND/euro. D'où, a_{51} n'est pas nul. En fait, d'une part ce coefficient est statistiquement significatif, d'autre part, une réactivité tempérée du taux de change nominal TND/USD au choc d'offre réelle a été notée suite à l'estimation du SVECM précédent.

Le schéma d'identification sur-identifié, fondé sur la relation entre les chocs structurels et les perturbations de la forme réduite ($B \varepsilon_t = A_0 e_t$), devient :

$$\begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{RPIB} \\ \varepsilon_t^{REER} \\ \varepsilon_t^{CPI} \\ \varepsilon_t^{MS} \\ \varepsilon_t^{NER} \\ \varepsilon_t^{MP} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{RPIB} \\ e_t^{REER} \\ e_t^{CPI} \\ e_t^{M2} \\ e_t^{NER} \\ e_t^{TMM} \end{bmatrix}$$

Les estimés des matrices A_0 et B sont résumés dans le tableau 18.

Tableau 18. Coefficients contemporains du modèle structurel de la Tunisie intégrant le taux de change nominal TND/euro

Parameter	Coefficient	Std.Error	T-value	Sign. Level
A(3,1)	0.018995	0.004382	4.334858	0.0000
A(5,1)	-0.051169	0.018013	-2.840718	0.0045
A(3,2)	-0.032335	0.023729	-1.362670	0.1730
A(5,2)	-0.625197	0.094009	-6.650423	0.0000
A(4,3)	-1.384475	0.301041	-4.598954	0.0000
A(5,3)	0.696580	0.266578	2.613049	0.0090
A(6,4)	-0.395309	0.886374	-0.445985	0.6556
A(6,5)	0.695360	0.967728	0.718549	0.4724
B(1,1)	0.055165	0.002636	20.92845	0.0000
B(2,2)	0.010187	0.000487	20.92845	0.0000
B(3,3)	0.003577	0.000171	20.92845	0.0000
B(4,4)	0.016671	0.000797	20.92845	0.0000
B(5,5)	0.014112	0.000674	20.92845	0.0000
B(6,6)	0.228671	0.010926	20.92845	0.0000

Les effets structurels contemporains des chocs sur les différentes variables du modèle tunisien intégrant le taux de change nominal TND/euro, émanant de l'identification théorique, peuvent être interprétés comme suit :

Conformément aux hypothèses du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch, tout comme dans le cas intégrant le taux de change nominal TND/USD, les prix baissent en réponse à un choc positif d'offre réelle et augmentent en réponse à un choc positif de demande

réelle étrangère. Aussi, le taux de change TND/euro s'apprécie en cas de choc positif de demande réelle étrangère. Cependant, cette appréciation est de forte ampleur comparée à celle du taux de change TND/USD. De même, le taux de change TND/euro, ne se déprécie pas dans le but de contrecarrer l'appréciation du taux de change réel effectif provoquée par ce choc.

À l'image du taux de change nominal TND/USD, le taux de change nominal TND/euro répond au choc de baisse de la demande monétaire (hausse non anticipée des prix) par une dépréciation, source d'inflation. Dés lors, il semblerait que le taux de change nominal par rapport à l'euro ne représente pas un instrument efficace d'ajustement des effets inflationnistes des chocs.

Un choc positif d'offre réelle entraîne une appréciation immédiate du taux de change nominal TND/euro. Cette réponse est contraire aux anticipations théoriques du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch. Ce résultat contre-intuitif peut être dû à l'ancrage *de facto* du dinar tunisien par rapport à l'euro.

L'accroissement contradictoire de la masse monétaire M2 en réponse à un choc positif de demande monétaire (hausse des prix) est plus accentué lorsque le taux de change nominal est considéré par rapport à l'euro.

Certes, l'augmentation du TMM causée par un choc expansionniste d'offre monétaire est en accord avec les prédictions théoriques. Toutefois, ce redressement instantané à orientation restrictive est plus atténué dans le cas où le taux de change nominal est relatif à l'euro.

À l'opposé du cas intégrant le taux de change nominal TND/USD où l'on note une réponse contre-intuitive du TMM au choc de change, lorsque le taux de change nominal TND/euro remplace le taux de change TND/USD dans le SVECM, conformément aux attentes théoriques, un choc positif de change (appréciation nominal du TND/euro) résulte en une baisse du taux d'intérêt à court terme.

La sur-identification du système par l'imposition des restrictions supplémentaires est validée par le test LR. La valeur du ratio de vraisemblance χ^2 à 7 degrés de liberté est acceptée à une probabilité de 0.6906.

Les résultats de l'estimation du SVECM intégrant le taux de change nominal TND/euro sont interprétés sur la base des fonctions de réponse et de la décomposition des variances des variables²³⁸. Dans le cadre de cette analyse, nous mettons l'accent sur les changements dus à la substitution du taux de change nominal par rapport au USD par le taux de change nominal relatif à l'euro.

■ Le taux de change effectif réel :

La décomposition de la variance du taux de change effectif réel obtenue de l'estimation du SVECM intégrant le taux de change nominal par rapport à l'euro souligne la vulnérabilité de l'ancrage de la compétitivité aux chocs de change. En outre, la part de la variance du taux de change effectif réel due aux chocs de change s'accroît lorsque le taux de change nominal est considéré par rapport à l'euro plutôt que relativement au USD²³⁹. L'accroissement de l'exposition de l'ancrage de la compétitivité aux chocs de change dans le cas intégrant le taux de change nominal TND/euro met en évidence l'importance du poids de l'euro par rapport au USD dans le panier monétaire servant de base de calcul du taux de change effectif réel. Cette importance reflète la densité des échanges commerciaux de la Tunisie avec l'UE²⁴⁰.

²³⁸ Les fonctions de réponse et les décompositions des variances du SVECM en niveau intégrant le taux de change nominal TND/euro sont respectivement aux annexes 20 et 21.

²³⁹ Cette part passe de 18.65% à 22.27% (voir annexe 21).

²⁴⁰ La Commission européenne (2003) estime les pondérations de l'euro et du USD dans le panier monétaire à respectivement entre 68 et 70%, et entre 30 et 32%. Par ailleurs, en 2006, le commerce extérieur de la Tunisie avec l'UE représente 77% des échanges commerciaux totaux (Banque Centrale de Tunisie, 2007 b).

■ Le niveau des prix :

Lorsque le taux de change nominal est considéré par rapport à l'euro, les prix augmentent en réponse à un choc de baisse de la demande réelle étrangère. Cette réaction est non seulement contraire aux prédictions théoriques du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch, mais aussi divergente de la réponse conventionnelle des prix du cas intégrant le taux de change nominal TND/USD.

Dans le cas intégrant le taux de change nominal TND/euro, les chocs de demande monétaire demeurent la source principale de la variance des prix. Cependant, la contribution des chocs réels d'offre et de demande s'amplifie. En particulier, les chocs de demande réelle étrangère prennent de l'importance dans l'explication de la variance des prix.

L'introduction du taux de change nominal TND/euro dans le SVECM ne modifie pas l'absence de sensibilité des prix aux mouvements du taux de change. Dans ce sens, les prix ne sont pas réactifs aux chocs de change. Aussi, la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix est rompue.

■ La cible intermédiaire M2 :

Le pouvoir explicatif de la variance de l'agrégat M2 par les chocs d'offre monétaire est légèrement renforcé lorsque le taux de change nominal est considéré par rapport à l'euro. Par ailleurs, la contrôlabilité de la cible monétaire par le TMM met en évidence l'existence du premier brin du mécanisme de transmission de la politique monétaire allant du taux d'intérêt à court terme au canal offre monétaire.

■ Le taux de change nominal unilatéral TND/euro :

Contrairement à l'impact d'un choc négatif d'offre réelle sur le taux de change nominal TND/USD, l'effet d'un tel choc sur le taux de change nominal TND/euro est non seulement en accord avec les hypothèses théoriques, mais aussi statistiquement significatif. En effet, une baisse non anticipée de la production réelle entraîne une appréciation nominale de la monnaie domestique par rapport à l'euro. En outre, l'explication de la variance du taux de change nominal par les chocs d'offre réelle s'accroît dans le cas où le taux de change nominal est considéré par rapport à l'euro.

La réactivité du taux de change nominal TND/euro aux variations non anticipées de la production réelle montre que contrairement au taux de change nominal TND/USD, le taux de change nominal TND/euro est un instrument d'amortissement des effets des chocs d'offre réelle. Là encore, le poids des échanges commerciaux avec l'UE est mis en exergue. À titre d'exemple, en réponse à un excès de production réelle, le taux de change nominal TND/ euro s'ajuste en se dépréciant dans le but d'influencer la compétitivité de la Tunisie par rapport à l'UE et de stimuler l'exportation.

À l'image du taux de change nominal TND/USD, le taux de change nominal TND/euro n'agit pas en tant qu'instrument d'ajustement des effets des chocs de demande réelle étrangère et des chocs de demande monétaire, sources principales de perturbation de l'ancrage de la compétitivité et des prix. En revanche, comparé au taux de change nominal TND/USD, le taux de change nominal TND/euro répond sensiblement aux chocs d'offre réelle et monétaire. Or, ces chocs contribuent modérément dans les variances du taux de change effectif réel (ancrage de la compétitivité), de la cible monétaire M2 et des prix (annexe 21). En outre, ces contributions s'amplifient lorsque le taux de change nominal est relatif à l'euro. Dès lors, certes, le rôle du taux de change nominal TND/euro en tant qu'outil d'absorption des effets déstabilisateurs des chocs d'offre réelle et monétaire sur les ancrages et les cibles de la politique monétaire reste limité. Toutefois, ce rôle est plus important que dans le cas où le taux de change nominal est considéré par rapport au USD. Par conséquent, le taux de change nominal TND/euro permet de préserver davantage les objectifs de stabilité des prix et de maintien de la compétitivité, poursuivis par la BCT.

Un choc de politique monétaire restrictive (hausse du TMM) résulte en une dépréciation du taux de change nominal TND/euro, tandis qu'il cause une appréciation du taux de change nominal TND/USD. Certes, la réponse du taux de change nominal TND/euro diverge des prédictions théoriques fondées sur les mécanismes de spéculation des marchés (Parité des taux d'intérêt). Toutefois, cette réaction obéit à la volonté des autorités monétaires de favoriser la compétitivité en profitant des conditions monétaires restrictives avantageuses²⁴¹.

Par ailleurs, ce résultat met en évidence l'absence de contrôlabilité du taux de change nominal TND/euro par le TMM. Par conséquent, le canal taux de change nominal TND/euro n'est pas en mesure de transmettre les changements de la politique monétaire.

■ Le taux d'intérêt à court terme (TMM) :

En accord avec la théorie (réaction des marchés et Parité des taux d'intérêt), le TMM augmente en réponse à un choc de dépréciation de la monnaie domestique par rapport à l'euro. Cette action obéit également au principe de lutte préventive contre les pressions inflationnistes attendues. Dès lors, le TMM représente un outil d'absorption des effets inflationnistes des chocs de change contre l'euro. Cette relation tridimensionnelle est absente en cas de choc de change par rapport au USD. D'où, l'importance de l'UE dans le commerce extérieur de la Tunisie comparée aux États-unis est soulignée. Toutefois, la réponse du TMM aux chocs de change est faiblement significative.

Ce résultat combiné avec la dépréciation du taux de change nominal TND/euro en réponse au choc de politique monétaire restrictive (hausse du TMM) met en évidence le poids de l'UE dans le commerce extérieur de la Tunisie. Cette importance conduit les autorités monétaires à privilégier la compétitivité de l'économie tunisienne vis-à-vis de l'UE.

²⁴¹ Ce mécanisme, motivé par un objectif de compétitivité, a été décrit précédemment dans la définition de l'espace cointégrant. Rappelons que cette dépréciation vise à booster les exportations. La déflation anticipée par les conditions monétaires restrictives est absorbée par la pression inflationniste de la dépréciation nominale.

En résumé, l'incorporation du taux de change nominal TND/euro à la place du taux de change nominal TND/USD dans le SVECM de la Tunisie ne modifie pas substantiellement nos conclusions portant sur nos grandes lignes de recherche.

- Le taux de change effectif réel, ancrage de la compétitivité, est vulnérable aux chocs de change par rapport à l'euro.
- Les prix ne sont pas sensibles aux chocs de change (variation non anticipée du dinar tunisien par rapport à l'euro). Dès lors, d'une part, les chocs de change ne sont pas en mesure de perturber la réalisation de l'objectif ultime de stabilité des prix et le passage progressif au régime monétaire de ciblage de l'inflation ne peut pas être entravé par ces chocs. Par ailleurs, il n'existe pas d'évidence d'un pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix. D'où, le taux de change nominal TND/euro n'est pas un outil d'absorption des effets inflationnistes des chocs.
- La relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix est quasi-rompue.
- La cible monétaire M2 est contrôlable par le taux d'intérêt à court terme. Dès lors, le premier brin du mécanisme de transmission de la politique monétaire allant de la cible opérationnelle TMM au canal offre monétaire paraît fonctionnel.
- La cible intermédiaire M2 n'est pas exposée aux chocs de change (variation non anticipée du TND/euro). Par conséquent, ces chocs ne peuvent pas déstabiliser le ciblage intermédiaire de l'agrégat monétaire M2.
- Le canal taux de change nominal TND/euro n'est pas efficace dans la transmission des changements de la politique monétaire via les variations du taux d'intérêt à court terme.
- Le taux de change nominal TND/euro n'agit pas en faveur du maintien de la compétitivité, dans la mesure où il ne s'apprécie pas afin de ramener le taux de change effectif réel à son niveau d'ancrage constant.
- Le taux de change TND/euro n'est pas réactif aux principales sources de perturbations du taux de change effectif réel et les prix. D'où, il ne représente pas un instrument d'ajustement des effets des chocs sur l'ancrage de la compétitivité et les prix.
- Le taux de change nominal TND/euro joue le rôle d'outil d'amortissement modéré des effets des chocs d'offre réelle sur l'ancrage de la compétitivité, la cible monétaire M2 et les prix.

2. Partie empirique : cas de la Jordanie

2.1. Dynamiques des chocs en Jordanie

En raison de sa large ouverture et de sa petite taille, l'économie jordanienne est vulnérable à de nombreux chocs exogènes, notamment les chocs du prix du pétrole, de politique régionale et des fonds étrangers (aides internationales et fonds des émigrés). En outre, marquée par des épisodes d'instabilité de la demande monétaire, l'économie jordanienne a été affectée par des chocs endogènes. Cette instabilité est liée à l'incertitude quant à l'utilisation du dinar jordanien dans les nouveaux territoires palestiniens (Bhattacharya, 2003). Jbili et Kramarenko (2003) attribuent l'instabilité de la demande de monnaie aux chocs nominaux. Ils soulignent que cette instabilité a pu être maîtrisée grâce à l'ancrage du taux de change nominal au USD. Ainsi, l'ancrage du taux de change nominal a permis de maîtriser l'inflation et de faire face aux chocs de demande monétaire. Cependant, la vulnérabilité de l'économie jordanienne aux chocs de termes d'échange s'est accrue.

Les économistes du FMI (2005 c) soulignent que le régime d'ancrage du taux de change ne permet pas d'absorber rapidement l'impact négatif de l'élimination des quotas de textile en 2005 dans le cadre des arrangements multi-fibre avec l'Union Européenne.

Compte tenu de la contrainte du poids de l'endettement extérieur de la Jordanie (le ratio des dettes par rapport au PIB s'élève à 61% en 2005), les économistes du FMI (2005 c) montrent que le plan de réduction de la dette extérieure de la Jordanie est extrêmement vulnérable aux chocs. En particulier, les chocs de change, de taux d'intérêt, d'offre réelle et de politique fiscale peuvent engendrer un dérapage par rapport au seuil du ratio d'endettement, défini dans le cadre de ce plan. À ce titre, il est présumé qu'un choc de change d'une dépréciation de 30% du dinar jordanien en termes effectifs réels entraînerait un ratio d'endettement supérieur à 100%.

À l'image du travail empirique pour la Tunisie, notre travail portant sur la Jordanie est basé sur l'estimation d'un modèle VAR incluant six variables. L'ordre d'introduction des variables dans le VAR suit les approches d'identification de Choleski et de Bernanke et Mihov (1995). À cet effet, d'une part, les variables sont introduites dans le VAR selon un ordre décroissant d'exogénéité. D'autre part, le modèle VAR est composé de deux blocs : le bloc du haut du modèle comprenant les variables représentant les chocs non monétaires (production réelle, taux de change effectif réel) et le bloc du bas du modèle constitué par les variables associées aux chocs monétaires. Ainsi, les variables sont introduites dans l'ordre suivant : la production réelle (RPIBJOR), le taux de change réel JRD/USD (RERJOR), l'indice des prix à la consommation (CPIJOR), l'agrégat monétaire M2 (M2JOR), le taux de change effectif nominal (NEERJOR) et le taux du marché monétaire (TMMJOR)²⁴².

La position du taux de change nominal dans le VAR de la Jordanie est controversée. Le régime de change de la Jordanie est un régime conventionnel de rattachement fixe par rapport au USD. Par conséquent, le taux de change nominal ne peut pas être une variable endogène. Or, étant donné que d'une part, nous considérons le taux de change nominal en termes effectifs, variable qui fluctue (voir graphique 16, chapitre 2 de la première partie), et d'autre part, le test de faible exogénéité montre que le taux de change effectif nominal est une variable fortement endogène, nous avons choisi de l'introduire à la fin du VAR précédant le taux d'intérêt à court terme.

Les données sont mensuelles et sont issues des statistiques financières internationales du FMI (IFS). Elles sont également complétées par les statistiques publiées par la Banque Centrale de Jordanie. La période d'étude s'étale de 1986:1 à 2006:12.

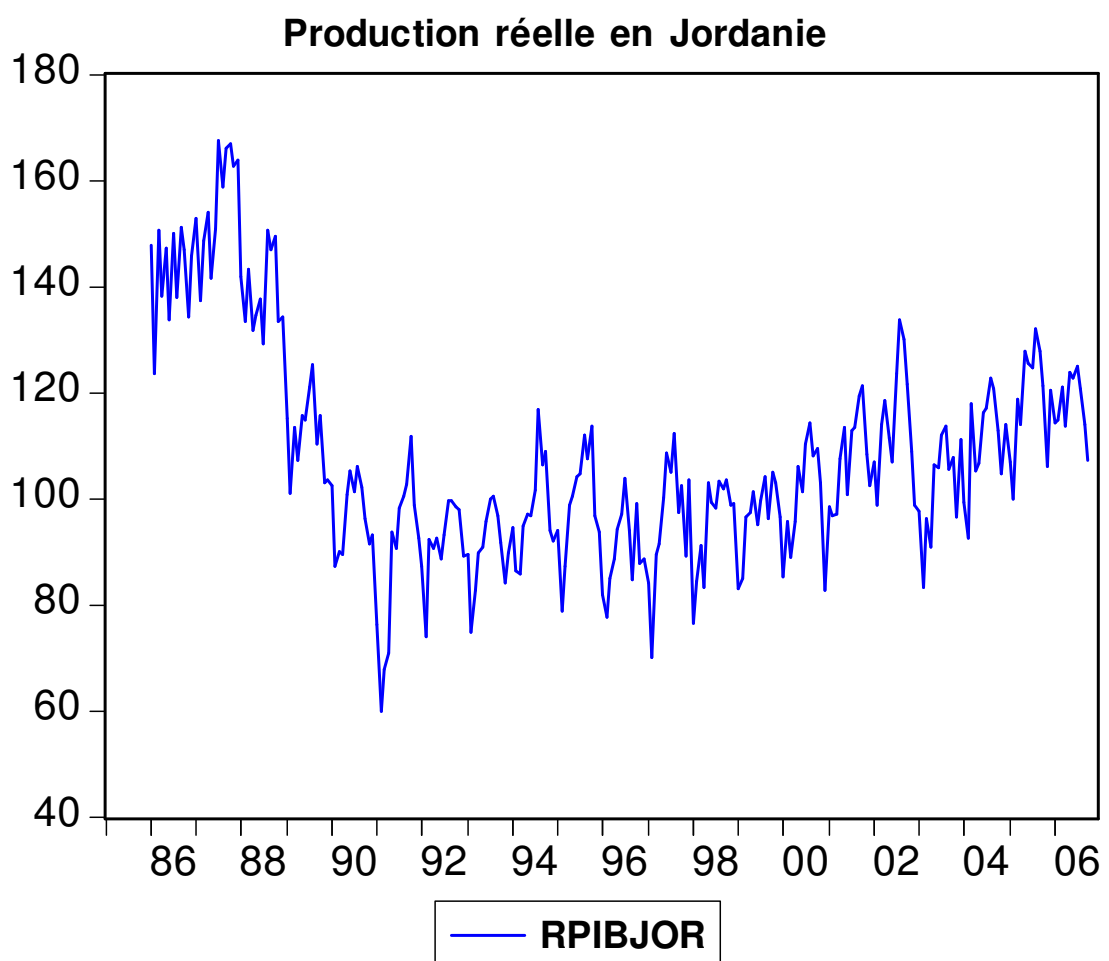
Notre système VAR répond aux chocs d'offre réelle de demande réelle étrangère (chocs exogènes) et aux chocs de demande monétaire, d'offre monétaire, de change et de politique monétaire (chocs endogènes).

²⁴² Le cas où le TMM est remplacé par la base monétaire (BASEJOR) au titre de cible opérationnelle de la politique monétaire est également traité.

2.2. Étude empirique

2.2.1. Sources et présentation des données

- RPIBJOR : Production réelle de la Jordanie. Il s'agit de l'indice de production industrielle dans la mesure où le PIB n'est pas disponible en fréquence mensuelle. Cet indice a été converti en termes réels. L'indice de la production industrielle provient du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».

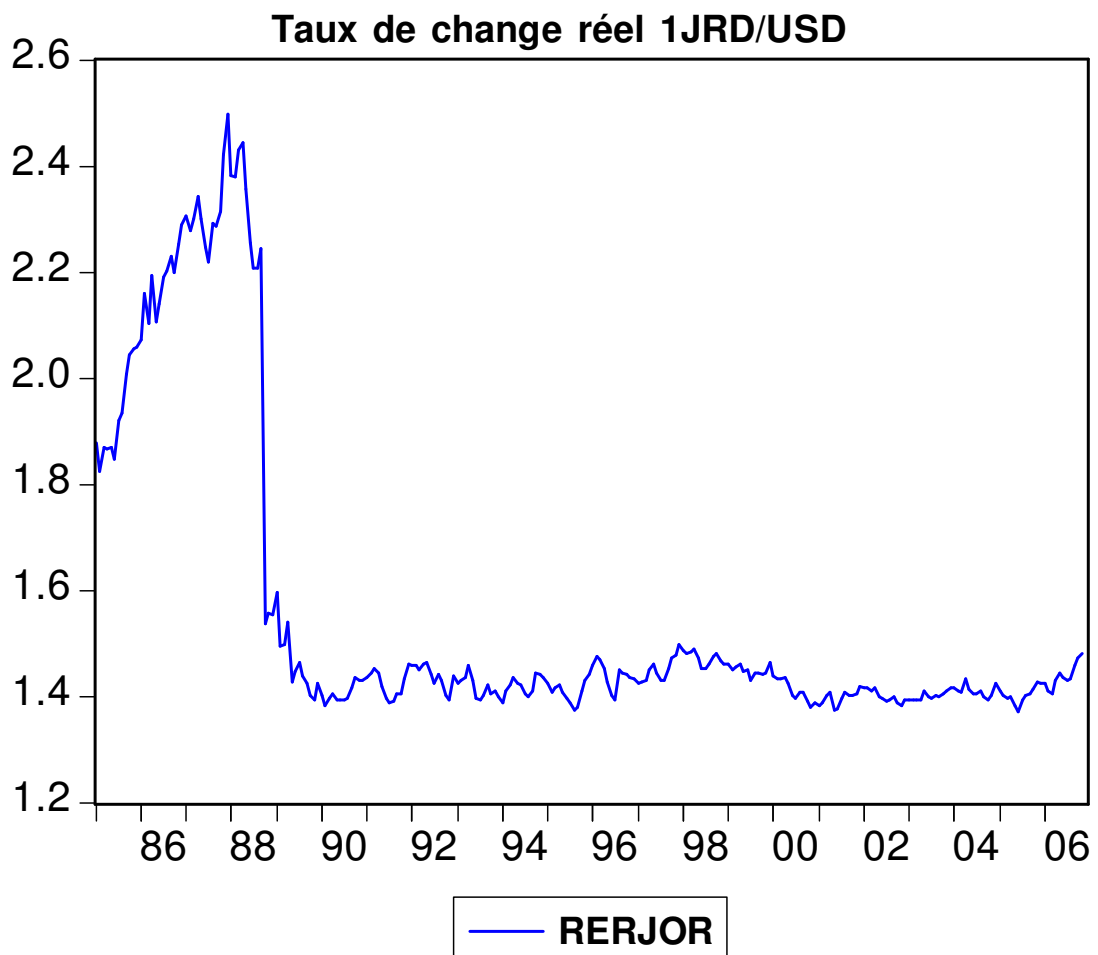


• RERJOR : Taux de change réel de la Jordanie. Ce taux exprime les unités de USD pour une seule unité de dinar jordanien (JRD). Il est obtenu par le calcul de la simple formule :

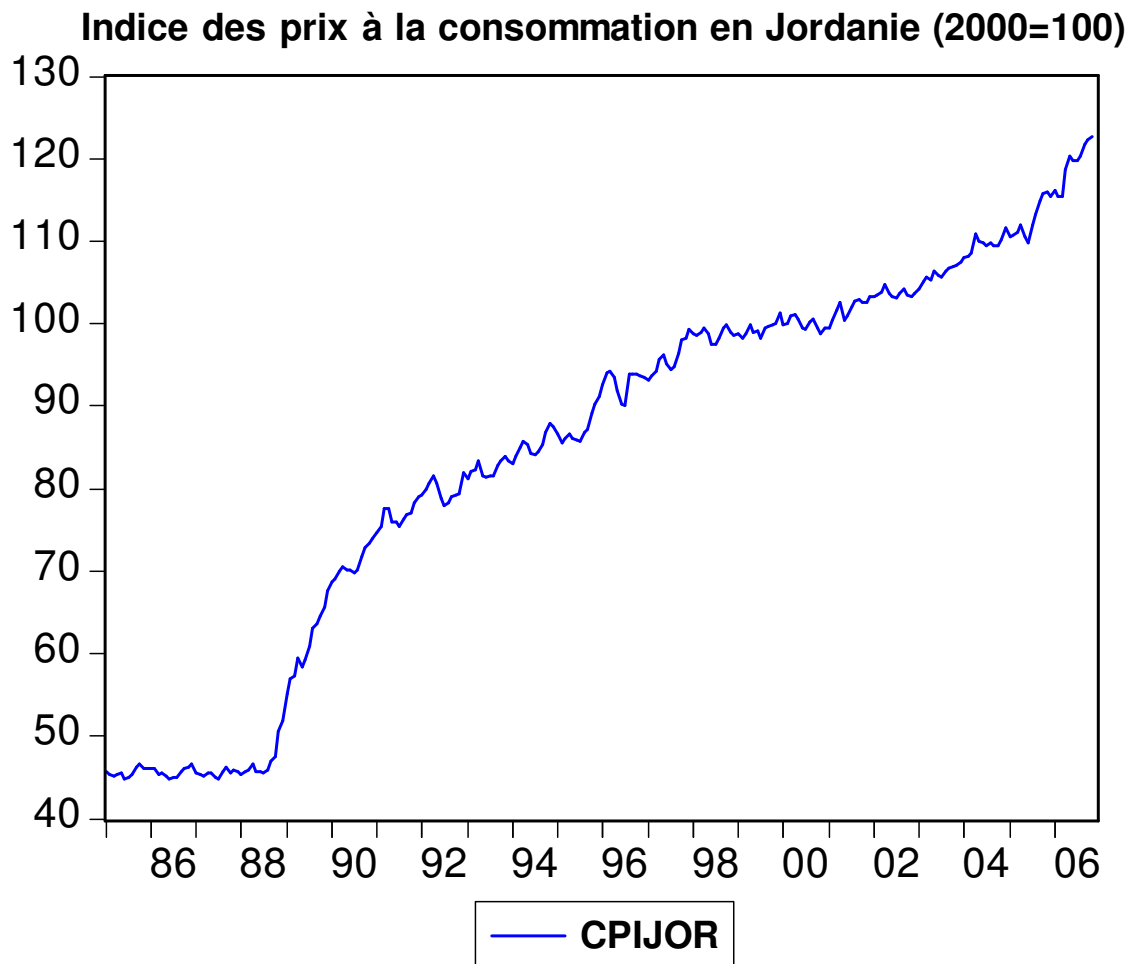
$$\text{JRD/ USD réel} = (\text{JRD/ USD nominal} * P_{\text{JRD}}) / P_{\text{USD}},$$

P_{JRD} et P_{USD} représentent respectivement les indices des prix à la consommation de la Jordanie et des États-Unis.

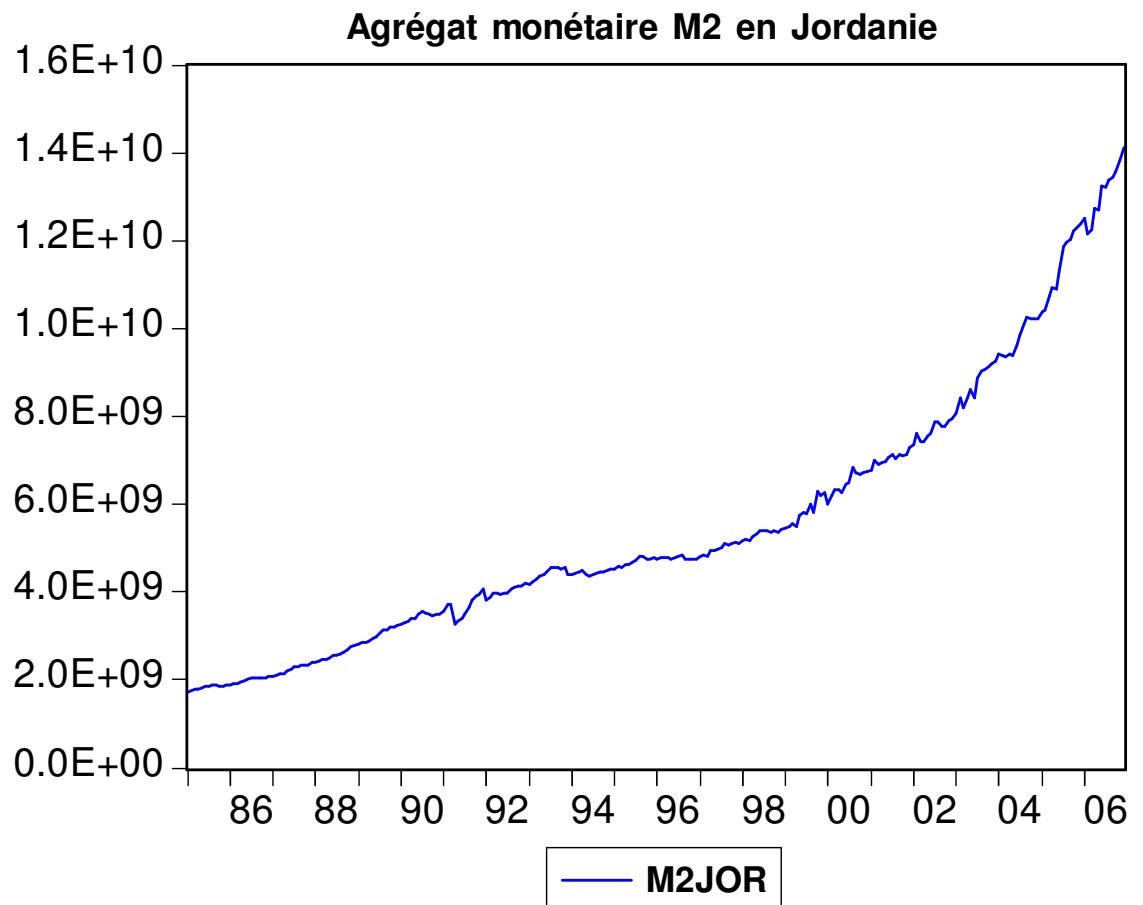
Le taux de change nominal JRD/ USD et les indices des prix à la consommation de la Jordanie et des États-Unis sont extraits du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



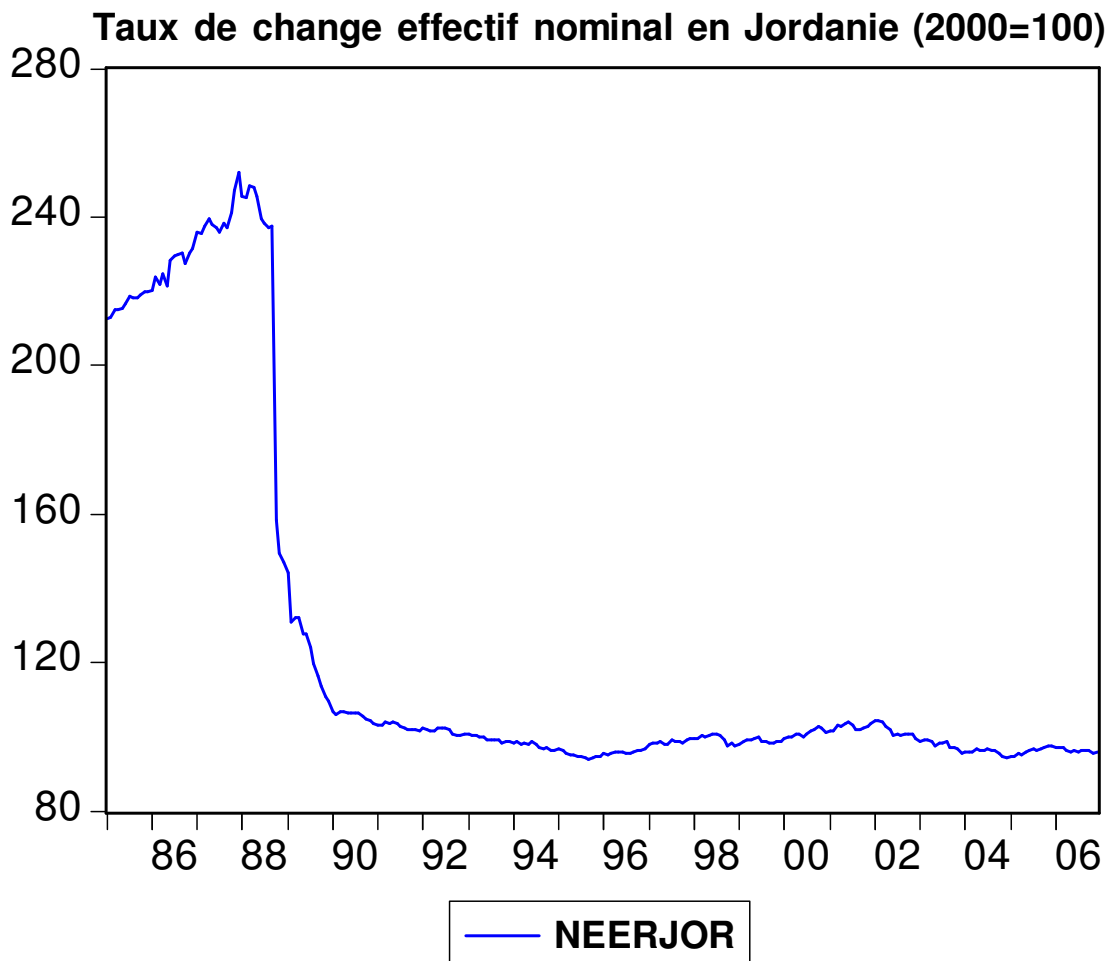
- CPIJOR : Indice des prix à la consommation. Cette variable provient du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



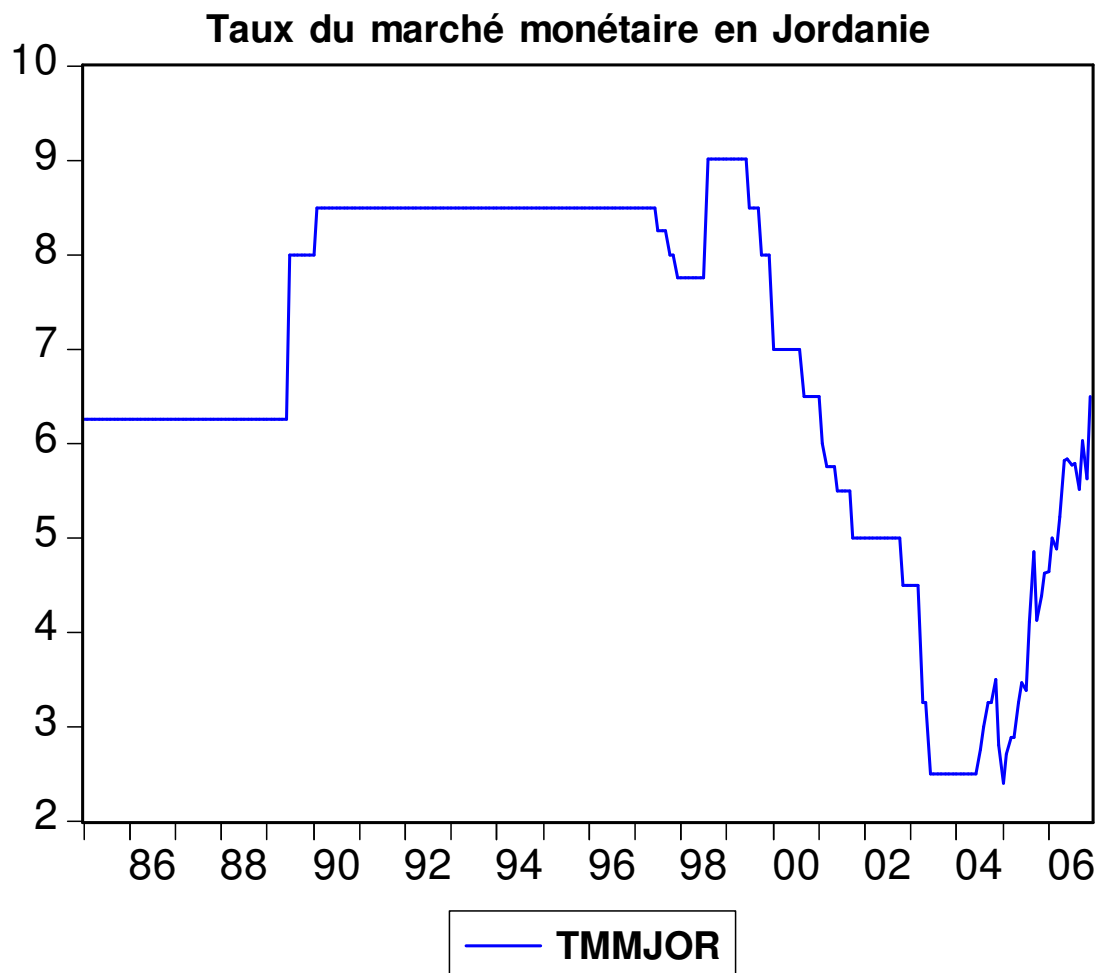
- M2JOR : Masse monétaire de la Jordanie exprimée en millions de JRD. Elle est disponible sur le CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



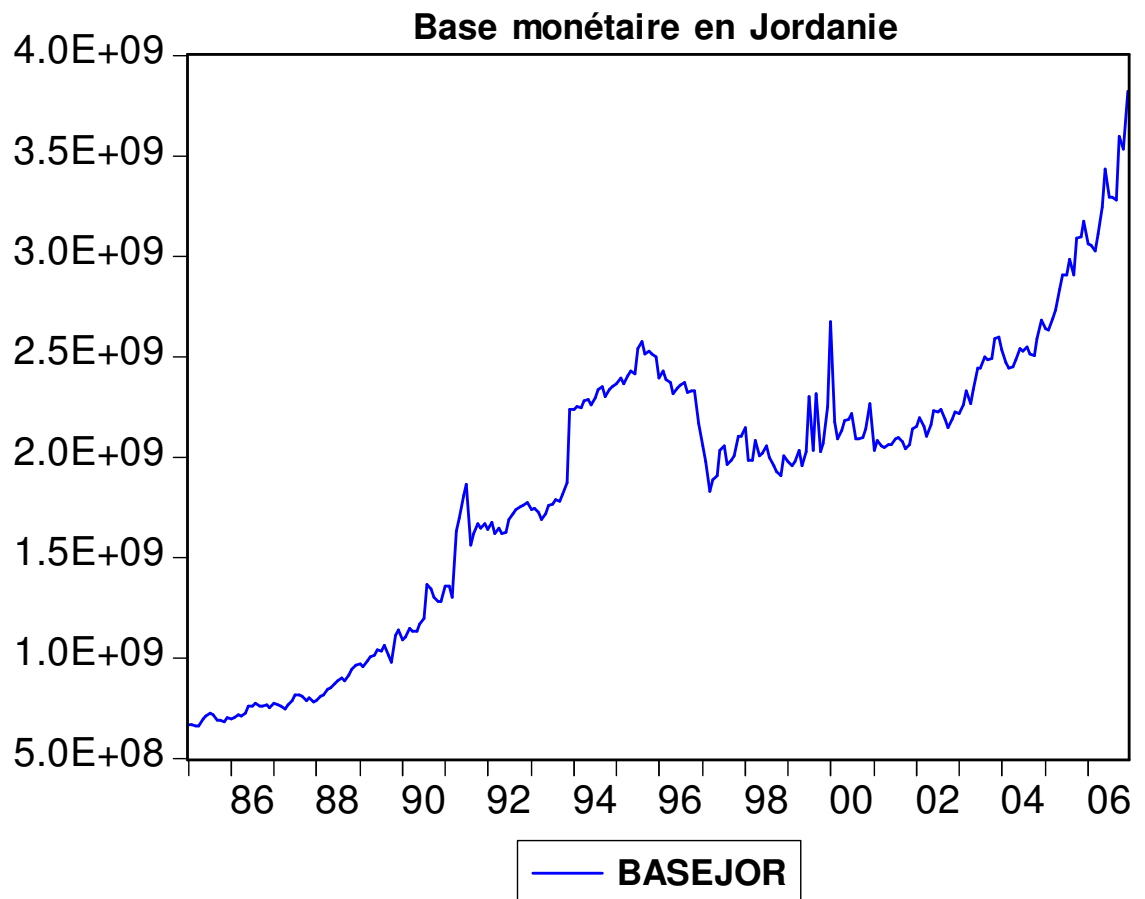
• NEERJOR : Taux de change effectif nominal de la Jordanie. Ce taux a été calculé par nos propres moyens. Il s'agit d'une moyenne des taux de change nominaux pondérés par les pourcentages des échanges extérieurs correspondants aux partenaires commerciaux. Les taux de change nominaux du JRD par rapport aux monnaies des différents partenaires sont des taux croisés à travers le USD. Tous les taux de change nominaux par rapport au USD proviennent directement du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics». Les pourcentages du commerce extérieur avec les différents partenaires de la Jordanie sont issus des publications de la Banque centrale de Jordanie.



- TMMJOR : Taux du marché monétaire en Jordanie. Cette variable a été extraite du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics». Elle représente le taux d'intérêt à court terme.



- **BASEJOR** : Base monétaire en Jordanie. Elle est exprimée en millions de JRD. Elle provient du CD-ROM du FMI : «International Financial Statistics».



2.2.2. Traitement des données

À l'exception du TMM, toutes les variables sont exprimées en LOG. Les séries en niveau et en différence première sont présentées sur les graphiques suivants (figures 7 et 8)²⁴³.

Les critères Akaike, FPE et LR montrent que l'ordre approprié du VAR en niveau est égal à 4 mois ($p = 4$)²⁴⁴.

Étude de stationnarité

Les résultats des tests de Dickey-Fuller (1979), de Dickey Fuller augmentés et de Phillips et Perron (1988) indiquent que la majorité des séries de notre VAR ne sont pas stationnaires en niveau. La production réelle (RPIBJOR) est non stationnaire uniquement selon le test de Dickey Fuller augmentés à 1%. Le taux de change effectif nominal est stationnaire d'après les tests Dickey-Fuller et Dickey Fuller augmentés à 10%. Toutes les variables sont stationnaires en différence première. Ces séries sont affectées d'une tendance de même ordre d'intégration I(1). D'où la nécessité du recours au test de cointégration.

Le test de Johansen montre que, sur la base de la Trace et de la valeur propre maximale, au seuil de 5% il existe une seule relation de cointégration ($r = 1$) entre les six variables considérées²⁴⁵. Nous retenons donc l'hypothèse d'un espace cointégrant de dimension (1,6) au seuil de 5%²⁴⁶. Dans ce cas, l'estimation d'un modèle du type VECM (modèle vectoriel à correction d'erreur) est appropriée.

²⁴³ Les séries du VAR incluant la base monétaire à la place du TMM en niveau et en différence première sont présentées à l'annexe 10.

²⁴⁴ Sur la base des critères AIC et FPE, l'ordre du VAR en niveau incluant la base monétaire est égal à 2. Voir les détails à l'annexe 12.

²⁴⁵ Les résultats du test de Johansen des variables de la Jordanie sont à l'annexe 14.

²⁴⁶ Dans le cas du modèle intégrant la base monétaire, deux relations de cointégration sont retenues (voir annexe 14).

Figure 7. Les séries en niveau du VAR de la Jordanie

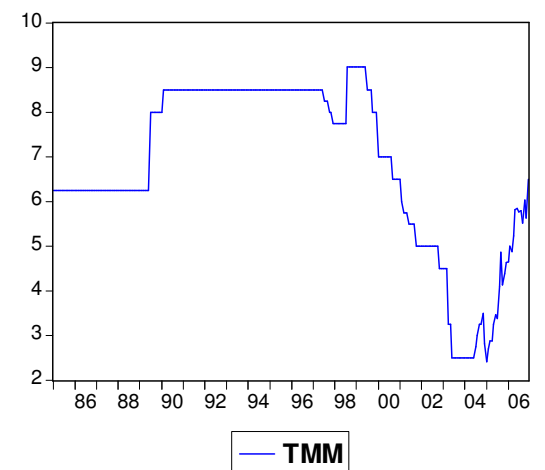
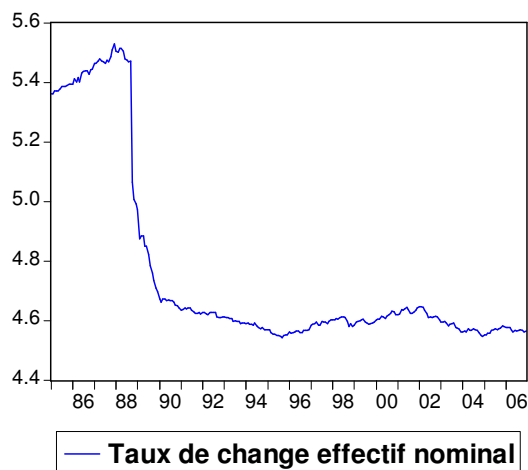
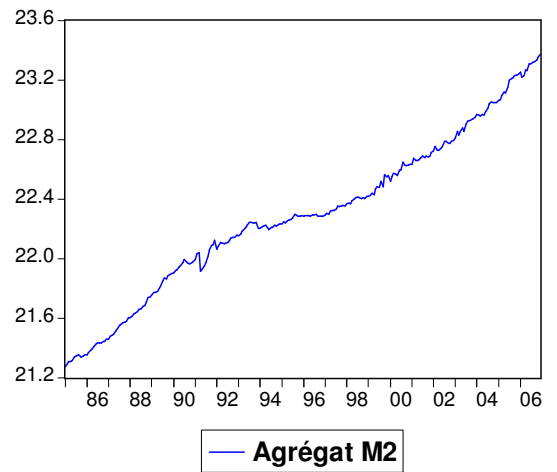
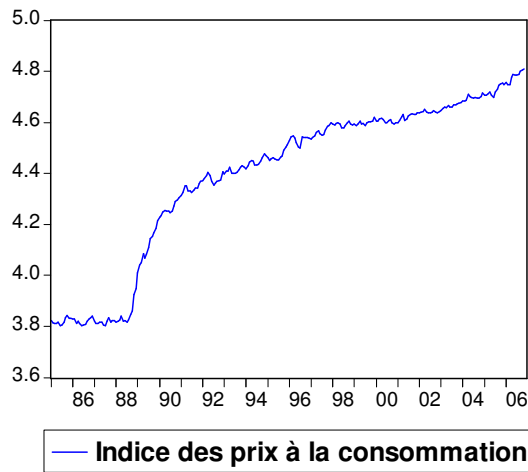
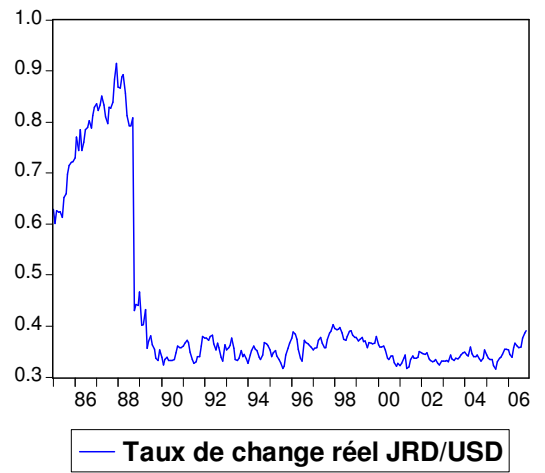
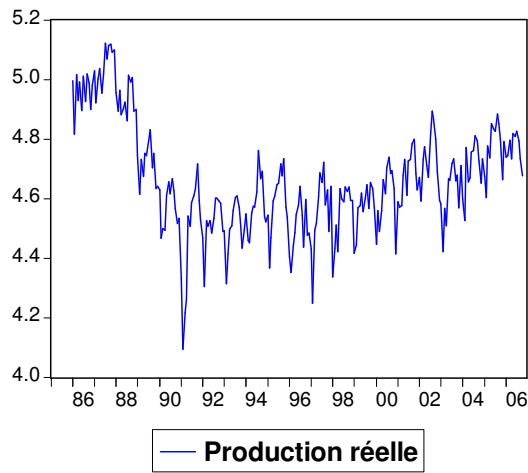
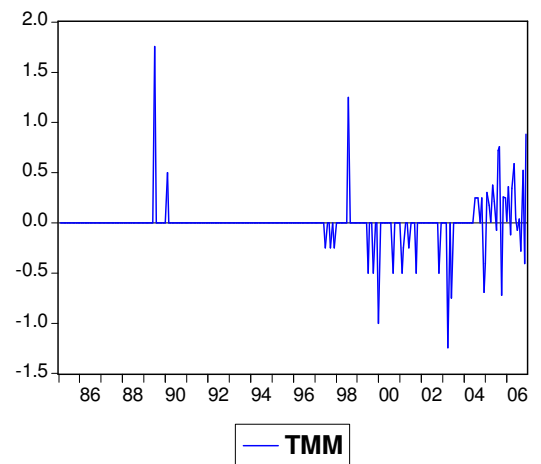
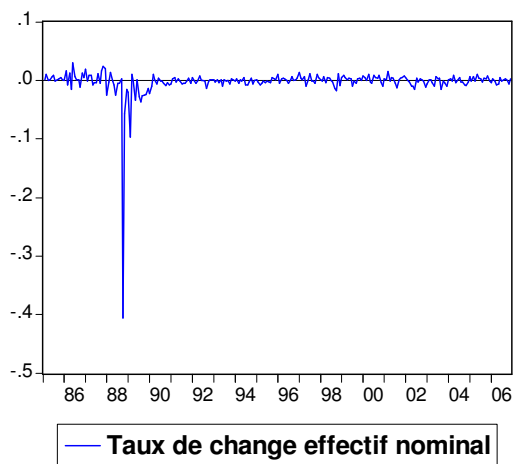
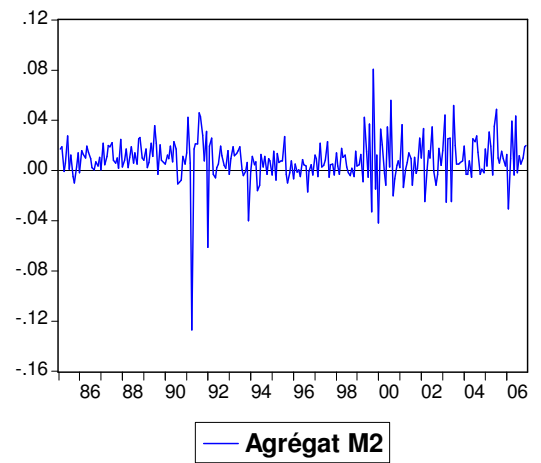
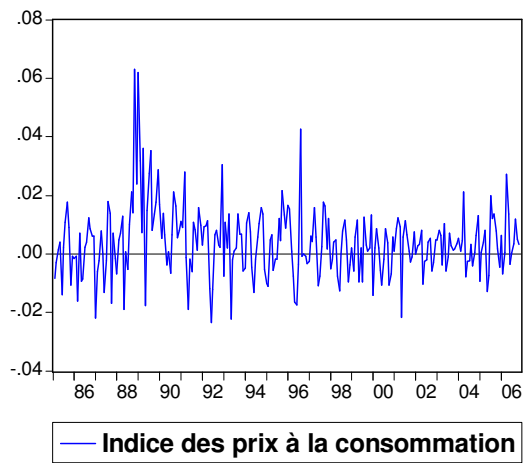
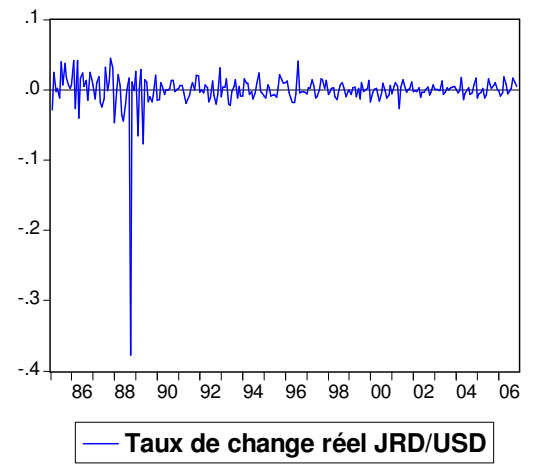
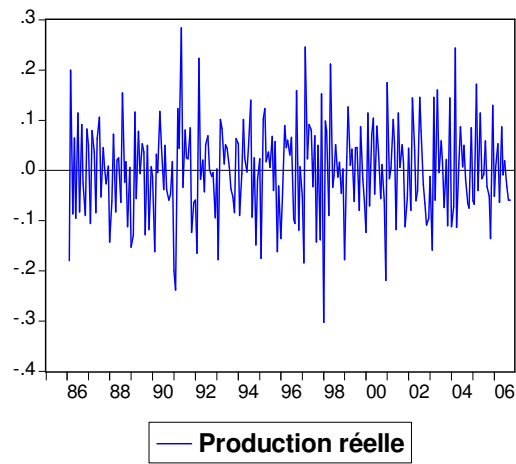


Figure 8. Les variables en différence première du VAR de la Jordanie



2.2.3. Le modèle vectoriel structurel à correction d'erreur (SVECM) ou SVAR contraint

À l'image du SVECM de la Tunisie, la construction du SVECM de la Jordanie repose sur deux étapes. La première est l'identification de l'espace cointégrant. Cet espace sera introduit dans le modèle dans le but de traduire les contraintes de long terme. La deuxième étape consiste en l'imposition des restrictions de court terme par une approche semi-structurale. Cette approche est basée sur la décomposition de Choleski couplée de l'identification de Bernanke et Mihov (1995).

Le test de faible exogénéité montre que l'agrégat monétaire M2 et le taux de change effectif nominal sont les variables les plus faiblement exogènes²⁴⁷. La forte endogénéité de M2 est soulignée au sens de Granger (annexe 6). En tenant compte de cette faible exogénéité; l'espace cointégrant β se présente comme suit :

Espace cointégrant

RPIBJOR	RERRJOR	CPIJOR	M2JOR	NERRJOR	TMMJOR
1.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	-0.210629 (0.03949)	-0.691927 (0.05501)	0.004301 (0.00680)

Note : Les valeurs entre parenthèse représentent les écarts-types.

$$RPIBJOR = - 0.0043 TMMJOR + 0.6919 NEERJOR + 0.2106 M2JOR$$

La relation unique de cointégration traduit une relation de type IS selon l'approche de Christiano et al. (1994 et 1998). Elle met en évidence l'impact usuel des conditions monétaires sur l'activité réelle. De plus, ces auteurs intègrent l'offre monétaire dans le but de montrer l'influence des liquidités sur l'activité réelle. En suivant le même courant de recherche, Goux (2003) ajoute le taux de change dans la mesure où, dans une économie ouverte, cette variable agit également sur les liquidités.

Les signes des paramètres β sont conformes aux prédictions théoriques. En outre, ces résultats se rapprochent de ceux de Goux (2003). Toutefois, la relation entre le TMM et

²⁴⁷ Dans le cas intégrant la base monétaire au titre de cible opérationnelle, deux relations de cointégration sont notées. Le test de faible exogénéité montre que la base monétaire et le taux de change effectif nominal sont les variables les plus endogènes. Ainsi, l'espace cointégrant, constitué de deux relations de cointégration, est construit en normalisant la production réelle puis l'indice des prix à la consommation.

la production réelle est très faible en Jordanie, notamment comparée à celle de la Tunisie. Dans le même ordre d'idées, Poddar et al. (2006) concluent qu'en Jordanie, les mouvements de la cible opérationnelle (taux des CD à 3mois) n'arrivent pas à influencer la production réelle. En effet, le taux d'intérêt à court terme est plutôt un outil de maintien de l'ancrage rigide du taux de change nominal JRD/USD.

L'espace cointégrant défini étant intégré dans la matrice des restrictions à long terme de la forme structurelle du VAR contraint $C(L)$, l'étape suivante consiste à définir la matrice des coefficients à court terme du SVAR contraint par l'imposition des contraintes de court terme.

Imposition des contraintes de court terme

Le VAR standard de forme réduite X_t est un vecteur des six variables suivantes : le logarithme du PIB réel (RPIBJOR), le logarithme du taux de change réel JRD/USD (RERJOR), le logarithme du niveau des prix (CPIJOR), le logarithme de l'agrégat monétaire M2 (M2JOR), le logarithme du taux de change effectif nominal (NEERJOR) et le taux d'intérêt à court terme (TMMJOR). Le système répond aux chocs structurels ε_t^{RPIB} , ε_t^{RER} , ε_t^{CPI} , ε_t^{MS} , ε_t^{NER} et ε_t^{MP} . Ces chocs représentent respectivement : les chocs d'offre réelle, les chocs de demande réelle extérieure, les chocs de demande monétaire, les chocs d'offre de monnaie, les chocs de change et les chocs de politique monétaire. e_t^{RPIB} , e_t^{RER} , e_t^{CPI} , e_t^{M2} , e_t^{NEER} et e_t^{TMM} sont les résidus de la forme réduite.

À l'image du cas du SVECM de la Tunisie, le SVECM de la Jordanie est identifié par la méthode semi-structurelle de Choleski couplée avec l'approche de Bernanke et Mihov (1995).

En se référant aux travaux de Giannini et al. (1995), de Sims et Zha (1998), de Kim et Roubini (2000) et de Goux (2003), nous imposons des restrictions de court terme supplémentaires sur les paramètres estimés et statistiquement non significatifs obtenus par la décomposition de Choleski.

Les restrictions additionnelles de court terme imposées sur le taux de change réel, le taux de change effectif nominal et le taux d'intérêt à court terme sont similaires au cas du SVECM de la Tunisie. Ainsi, $a_{21} = a_{51} = a_{54} = a_{61} = a_{62} = a_{63} = 0$. Cependant, nous ne retenons pas la nullité de a_{42} , qui paraît fortement statistiquement significatif. Cela revient à présumer l'existence d'un effet contemporain d'un choc de demande réelle étrangère sur l'agrégat monétaire M2.

Le schéma d'identification sur-identifié, fondé sur la relation entre les chocs structurels et les perturbations de la forme réduite ($B \varepsilon_t = A_0 e_t$), devient :

$$\begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{RPIB} \\ \varepsilon_t^{RER} \\ \varepsilon_t^{CPI} \\ \varepsilon_t^{MS} \\ \varepsilon_t^{NEER} \\ \varepsilon_t^{MP} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & a_{52} & a_{53} & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{RPIB} \\ e_t^{RER} \\ e_t^{CPI} \\ e_t^{M2} \\ e_t^{NEER} \\ e_t^{TMM} \end{bmatrix}$$

Les estimés des matrices A_0 et B sont résumés dans le tableau 19.

Tableau 19. Coefficients contemporains du modèle structurel de la Jordanie

Parameter	Coefficient	Std.Error	T-value	Sign. Level
A(3,1)	0.011043	0.007591	1.454660	0.1458
A(3,2)	-0.069108	0.021115	-3.272878	0.0011
A(4,2)	0.073327	0.041759	1.755948	0.0791
A(5,2)	-0.979729	0.017457	-56.12368	0.0000
A(4,3)	-0.288701	0.122928	-2.348547	0.0188
A(5,3)	0.987074	0.051387	19.20859	0.0000
A(6,4)	-0.912103	0.841236	-1.084242	0.2783
A(6,5)	0.166071	0.544471	0.305013	0.7604
B(1,1)	0.075663	0.003411	22.18107	0.0000
B(2,2)	0.027201	0.001226	22.18107	0.0000
B(3,3)	0.009009	0.000406	22.18107	0.0000
B(4,4)	0.017443	0.000786	22.18107	0.0000
B(5,5)	0.007292	0.000329	22.18107	0.0000
B(6,6)	0.231745	0.010448	22.18107	0.0000

En accord avec les fondements théoriques du type Mundell-Fleming-Dornbusch, un choc positif d'offre réelle résulte en une baisse des prix à court terme, alors qu'un choc positif de demande réelle étrangère entraîne une hausse immédiate des prix. Il est important de noter que la réponse inflationniste de court terme à ce choc est plus importante en Jordanie qu'en Tunisie. Ce résultat traduit la volatilité élevée des prix en Jordanie soulignée précédemment en utilisant les approches de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) et d'Edwards (2006) (chapitre 2 de la première partie).

Les résultats à court terme de la Jordanie divergent de ceux de la Tunisie au niveau de la réponse du taux de change effectif nominal au choc positif de demande réelle. En effet, dans les deux cas, le taux de change nominal réagit par une appréciation. Néanmoins, cette appréciation est de forte ampleur en Jordanie (les coefficients contemporains sont respectivement de 0.064 en Tunisie et de 0.98 en Jordanie, tableaux 17 et 19). Ce résultat vient consolider notre ligne de recherche antérieure, à savoir : en Jordanie, le taux de change nominal réagit sensiblement en cas d'effets perturbateurs des chocs sur les prix. Le taux de change nominal est donc un outil d'absorption des effets inflationnistes de chocs. En revanche, en Tunisie, le taux de change nominal répond faiblement aux chocs affectant les prix. Dès lors, le taux de change nominal ne représente pas une variable d'amortissement des effets inflationnistes des chocs.

La réponse contemporaine de l'agrégat monétaire M2 au choc de demande réelle consiste en une diminution. Cette réponse coïncide avec la pression inflationniste causée par ce choc. Par conséquent, les autorités monétaires jordaniennes luttent contre les pressions inflationnistes des chocs non seulement par l'outil taux de change nominal, mais aussi par une action monétaire restrictive en contractant l'offre monétaire. La causalité de l'offre monétaire M2 par les prix est également soulignée au sens de Granger (annexe 6).

À l'image du cas de la Tunisie, la réponse contemporaine de l'agrégat monétaire M2 au choc de demande monétaire est contradictoire en Jordanie. En réponse à une hausse non anticipée des prix, une politique expansionniste d'accroissement de la masse monétaire M2 est notée. Toutefois, l'ampleur de cette réponse contre-intuitive est plus faible en Jordanie qu'en Tunisie (tableaux 17 et 19).

Aussi bien en Tunisie qu'en Jordanie, un choc de hausse des prix engendre une dépréciation nominale immédiate du taux de change. Cette réaction paradoxale accentue la pression inflationniste. Elle reflète l'incapacité du taux de change nominal d'absorber les effets inflationnistes des chocs de demande monétaire. Ce résultat vient soutenir nos conclusions mises en exergue précédemment sous différentes approches pour la Tunisie. Par contre, concernant la Jordanie, il s'agit bien d'un résultat contre-intuitif et contraire au courant de recherche mené jusqu'à ce stade.

Tout comme pour la Tunisie, en Jordanie, conformément aux hypothèses théoriques (Kim et Roubini, 2000), le taux d'intérêt à court terme augmente en réponse à un choc d'offre monétaire expansionniste. Cette action préventive contre l'inflation par l'imposition de conditions monétaires restrictives repose sur l'existence d'une relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix. Or, nous avons précédemment mis en exergue une relation monétariste modeste en Jordanie (politique monétaire en Jordanie, chapitre 1, première partie).

Contrairement au résultat contre-intuitif constaté dans le cas de la Tunisie, un choc de change (appréciation du dinar jordanien) cause une baisse contemporaine du taux d'intérêt à court terme. Ce résultat rejoint celui de Poddar et al. (2006). Ces auteurs soulignent que le taux d'intérêt à court terme est un outil de maintien de l'ancrage ferme du taux de change fixe par rapport au USD.

La sur-identification du système par l'imposition des restrictions supplémentaires est validée par le test LR. La valeur du ratio de vraisemblance χ^2 à 7 degrés de liberté est acceptée à une probabilité de 0.5593.

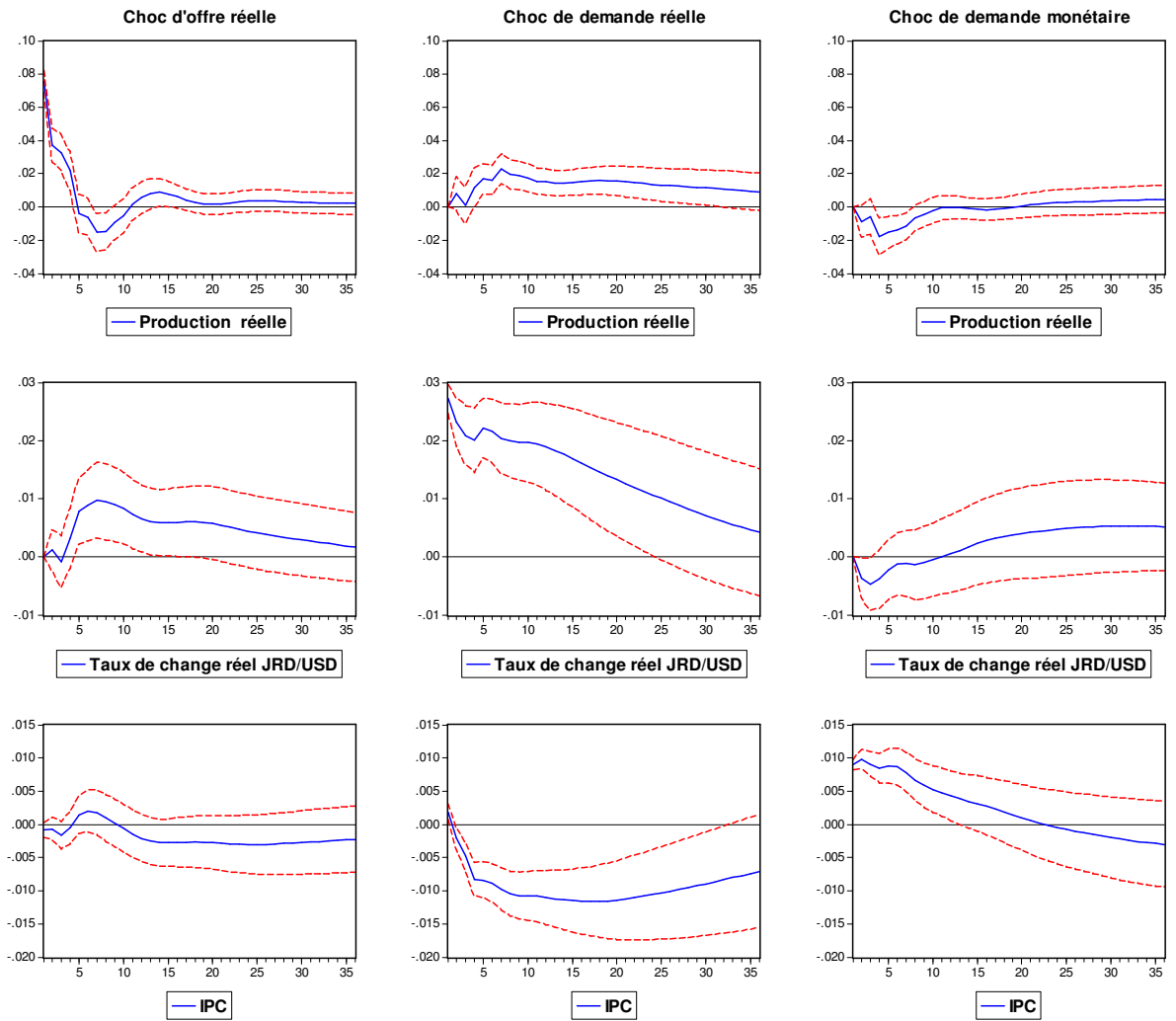
Dans ce qui suit, les résultats de l'estimation du SVECM de la Jordanie sont présentés et analysés sur la base des deux techniques complémentaires : les fonctions de réponse et la décomposition des variances des erreurs²⁴⁸. Toutefois, rappelons au préalable nos résultats analytiques présumés obtenus en suivant différentes approches {corrélations, régressions simples, graphiques, causalité au sens de Granger et courants de recherche de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006) et d'Edwards (2006)}.

²⁴⁸ Les fonctions de réponse et les décompositions des variances du SVECM de la Jordanie intégrant la base monétaire sont respectivement présentées aux annexes 16 et 18.

- 1) Les prix sont sensibles aux mouvements du taux de change nominal. Le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix est mis en évidence. Le taux de change nominal est un instrument d'ajustement des effets des chocs, notamment sur les prix.
- 2) L'agrégat monétaire est moyennement réactif aux variations du taux de change nominal.
- 3) Une relation monétariste modérée entre l'offre de monnaie et les prix en Jordanie est possible.
- 4) La base monétaire et le TMM n'exercent pas de contrôle sur le taux de change nominal. ils ne permettent donc pas de transmettre les orientations de la politique monétaire au canal taux de change nominal.

2.2.4. Analyse et interprétation des résultats

Figure 9. Fonctions de réponse des variables aux chocs d'offre réelle, de demande réelle et de demande monétaire; cas de la Jordanie



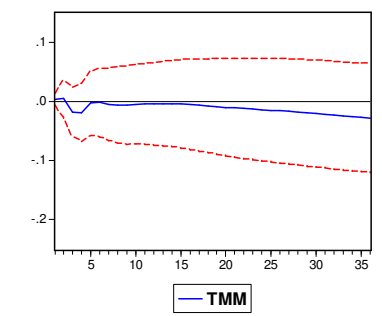
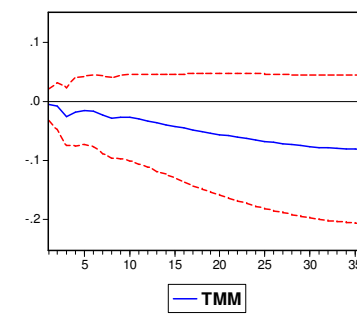
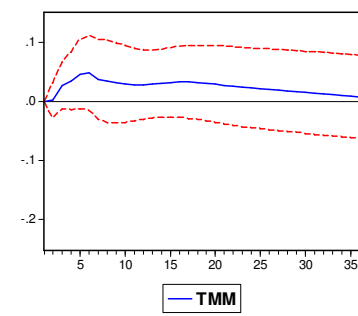
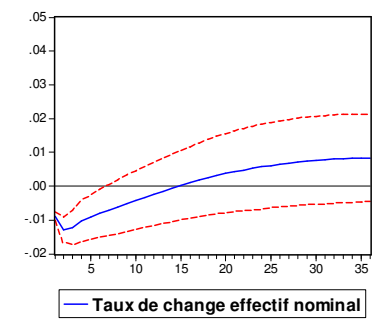
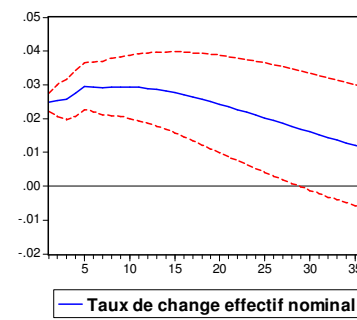
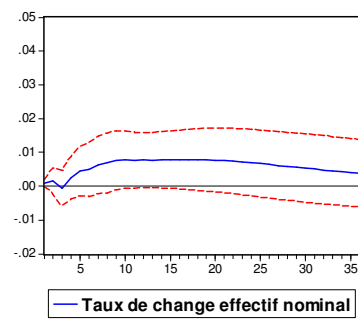
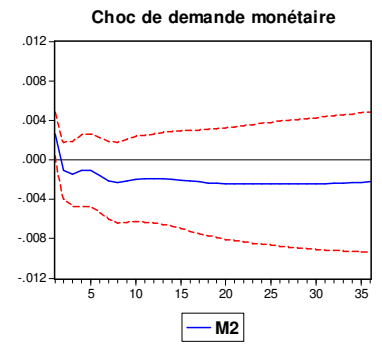
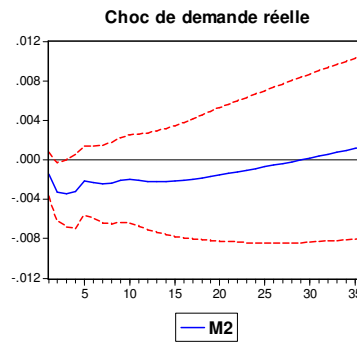
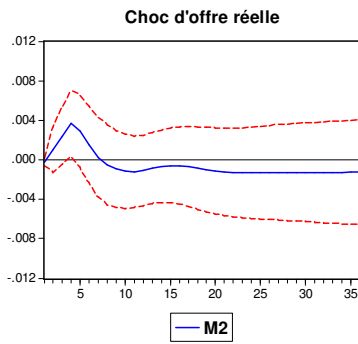
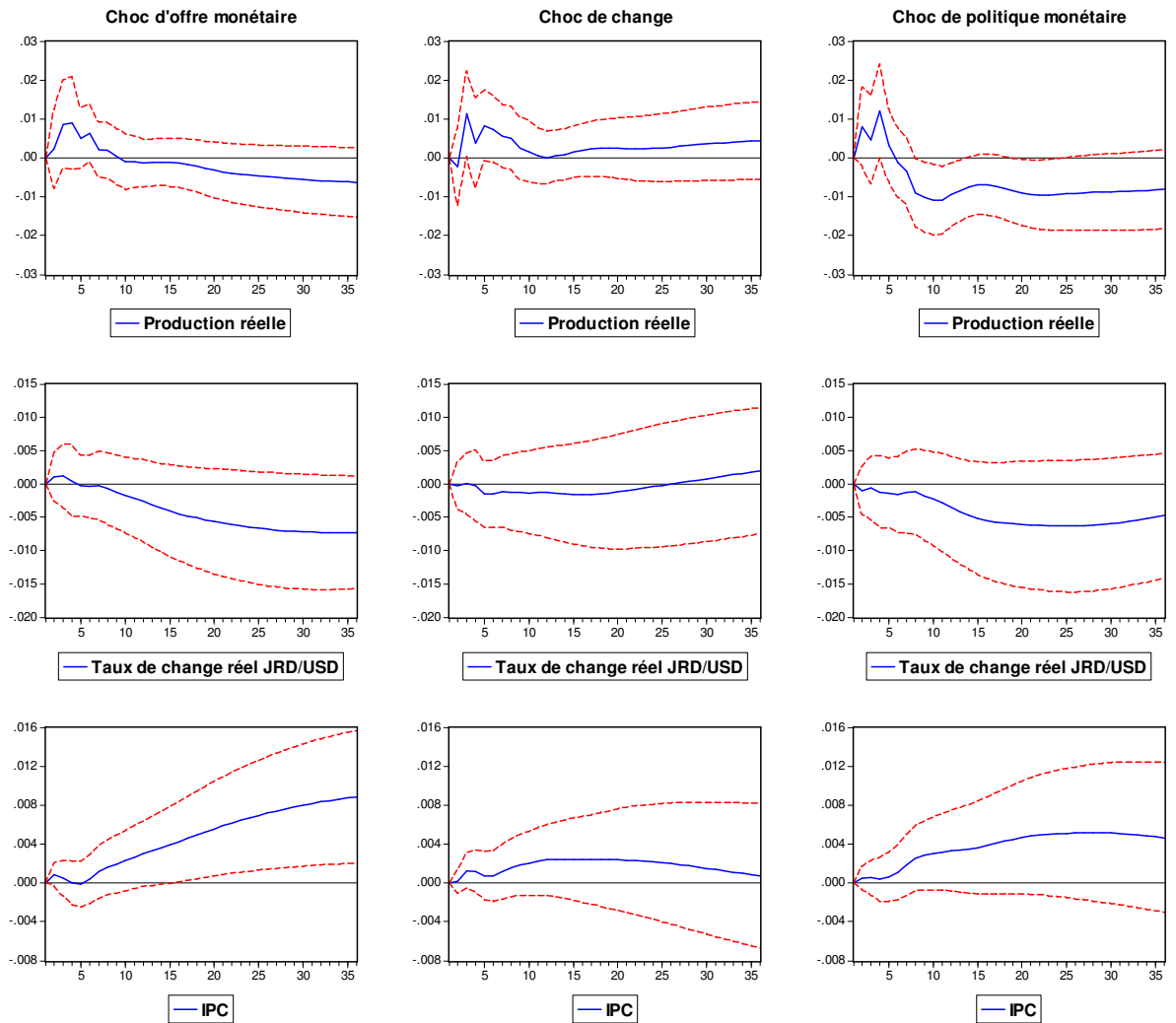
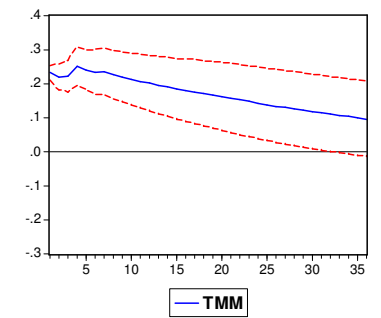
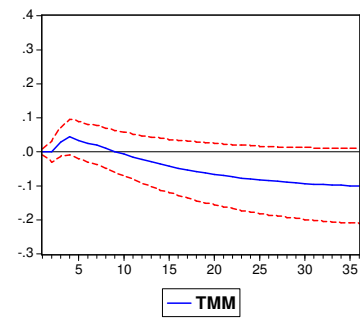
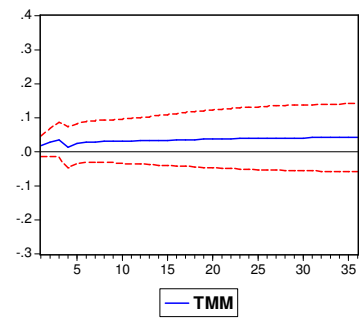
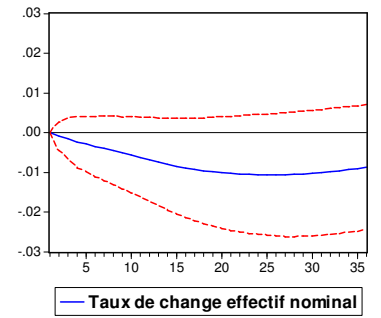
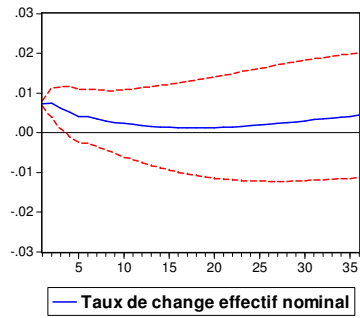
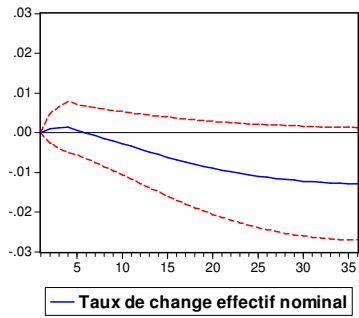
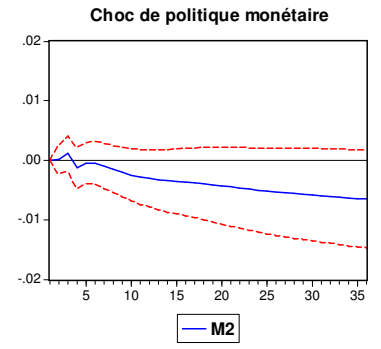
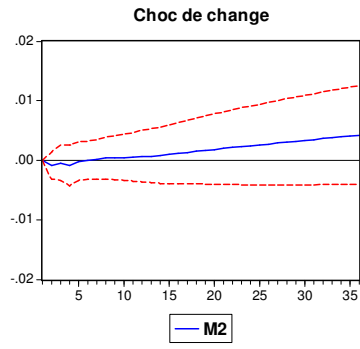
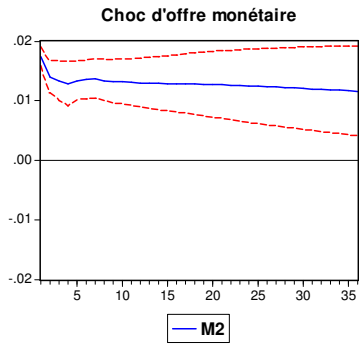


Figure 10. Fonctions de réponse des variables aux chocs d'offre monétaire, de change et de politique monétaire; cas de la Jordanie





Décomposition de la Variance de la production réelle en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	97.00476	0.904621	1.056786	0.076941	0.070704	0.886187
3	94.46147	0.775538	1.265789	0.943534	1.557137	0.996531
4	88.04645	2.079754	4.348881	1.641910	1.524440	2.358567
6	78.75501	6.782403	7.724160	2.059525	2.472148	2.206757
9	69.37275	15.11037	7.920652	1.768890	2.520616	3.306720
12	64.21308	19.18746	7.312850	1.653595	2.334820	5.298189
18	57.99017	25.13802	6.477560	1.535579	2.164600	6.694066
24	51.90225	29.57797	5.862189	1.819678	2.116366	8.721543
30	47.76700	31.55104	5.662736	2.443014	2.217942	10.35827
36	44.59552	32.21998	5.779312	3.282117	2.534067	11.58901

En se basant sur la décomposition de la variance, la production réelle en Jordanie est sensible aux chocs réels d'offre et de demande, et à moindre mesure aux chocs de politique monétaire²⁴⁹. Les fonctions de réponse confirment ce résultat. La production réelle décroît en réponse à un choc négatif d'offre réelle, augmente en réaction à un choc négatif de demande réelle étrangère et affiche une réponse significative, mais mitigée, suite à un choc expansionniste de politique monétaire. Toutefois, seule la réponse de la production réelle au choc d'offre réelle est conforme aux prédictions théoriques du modèle Mundell-Fleming-Dornbusch.

L'ambiguïté de la réponse de la production réelle au choc de politique monétaire en Jordanie est en accord avec les résultats de Poddar et al. (2006). En fait, le TMM est une variable qui s'ajuste dans le but de maintenir l'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD. Ces auteurs précisent qu'en adoptant le rattachement ferme du taux de change nominal, les autorités monétaires jordaniennes ont rendu leur politique monétaire via l'instrument taux d'intérêt à court terme inefficace.

²⁴⁹ Lorsque le TMM est remplacé par la base monétaire dans le VECM, à long terme, l'importance des chocs de demande réelle dans l'explication de la variance de la production réelle s'accroît. Voir annexe 18.

Décomposition de la Variance du taux de change réel en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.106543	98.67980	1.036391	0.090949	0.006943	0.079377
3	0.118978	97.61924	2.033149	0.141269	0.005145	0.082222
4	0.560837	96.85757	2.314851	0.122065	0.007885	0.136787
6	4.638506	93.16219	1.739133	0.087961	0.143414	0.228792
9	8.737362	89.38478	1.287602	0.106360	0.193170	0.290721
12	9.529888	88.25783	1.016432	0.314006	0.234540	0.647310
18	9.602901	84.83521	1.231144	1.538014	0.338844	2.453884
24	9.691045	80.04838	2.131280	3.431126	0.336890	4.361281
30	9.312011	75.43773	3.304761	5.667180	0.310960	5.967357
36	8.878648	71.42972	4.445699	7.896436	0.400429	6.949063

En accord avec les hypothèses énoncées par le modèle Mundell-Fleming-Dornbusch, un choc négatif de demande réelle résulte en une dépréciation réelle de la monnaie jordanienne, tandis qu'un choc négatif d'offre réelle entraîne une appréciation du taux de change réel JRD/USD. La réponse du taux de change réel au choc restrictif d'offre monétaire est contraire aux hypothèses. En effet, une baisse non anticipée de l'offre monétaire engendre une dépréciation permanente et significative du taux de change réel JRD/USD. Toutefois, en se référant à l'approche de Kamar (2004), la dépréciation réelle de la monnaie jordanienne implique que la réduction de l'offre monétaire a causé une baisse de la consommation des biens échangeables relativement à celle des biens non échangeables. D'où, la baisse des prix relatifs des biens échangeables aux biens non échangeables²⁵⁰.

Les chocs de demande réelle sont à l'origine de la variance du taux de change réel en Jordanie²⁵¹. Contrairement au cas de la Tunisie, la sensibilité du taux de change réel principalement aux chocs de demande réelle en Jordanie obéit aux conclusions soutenues par Clarida et Gali (1994).

Le taux de change réel de la Jordanie n'est pas réactif aux chocs de change. Ces chocs ne contribuent pas dans l'explication de la variance du taux de change réel et le taux de change réel répond au choc de change (dépréciation nominal du dinar jordanien) par une dépréciation dérisoire et statistiquement non significative. Ces résultats divergent de

²⁵⁰ Ces réactions pourraient supposer également l'administration des prix des biens non échangeables en Jordanie.

²⁵¹ Dans le modèle intégrant la base monétaire au titre de cible opérationnelle de la politique monétaire, la variance du taux de change réel est attribuée en sa totalité aux chocs de demande réelle étrangère (annexe 18).

ceux de la Tunisie, aussi bien lorsque le choc de change est considéré par rapport au USD que relatif à l'euro. L'absence d'absorption des effets des chocs de change par le taux de change réel peut s'expliquer par l'effet indirect de l'ancrage intermédiaire ferme du taux de change nominal JRD/USD, pilier de la politique monétaire en Jordanie. Selon l'approche d'Edwards (2006), ce résultat met en exergue l'absence d'un pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix, ce qui revient à souligner l'incapacité du taux de change nominal de résorber les effets inflationnistes des chocs.

Décomposition de la Variance de l'IPC en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.817546	4.138555	95.04390	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.609153	4.246550	94.60280	0.412298	0.010877	0.118321
3	1.297774	10.28963	87.35346	0.333980	0.553569	0.171590
4	0.940131	22.62079	75.38311	0.226137	0.684118	0.145717
6	1.359444	33.22816	64.41592	0.158883	0.538294	0.299297
9	1.143575	45.62747	50.01683	0.703532	0.889457	1.619145
12	1.218800	52.96640	39.72684	1.720121	1.472959	2.894879
18	2.267000	60.04912	26.12295	4.640003	2.115041	4.805888
24	2.819144	60.78783	18.55981	8.682484	2.283150	6.867588
30	3.177516	58.24277	14.71521	13.29688	2.159261	8.408356
36	3.222994	54.51330	12.93507	18.11153	1.911164	9.305940

En Jordanie, la décomposition de la variance des prix montre que le niveau général des prix est vulnérable aux chocs de demande réelle et monétaire, aux chocs d'offre monétaire et aux chocs de politique monétaire. Les effets des chocs de demande réelle et monétaire sont persistants et de grande ampleur. En outre, ces effets correspondent aux attentes. Les prix augmentent légèrement en réponse à un choc de baisse de la demande monétaire et ils suivent une réduction profonde et permanente en réponse à un choc négatif de demande réelle étrangère. La causalité des prix par le taux de change réel JRD/USD est également soulignée au sens de Granger (annexe 6). En dépit d'une réponse conventionnelle des prix aux chocs de demande monétaire, ces chocs ne représentent pas la source prépondérante des variations des prix en Jordanie. Certes, à court terme, les chocs de demande monétaire dominant l'explication de la variance des prix. Toutefois, à long terme ces chocs perdent de leur pouvoir explicatif en faveur des chocs de demande réelle. Ce résultat diverge de celui de la Tunisie et n'est pas en accord avec les conclusions de Clarida et Gali (1994).

Paradoxalement, un choc restrictif d'offre monétaire cause une hausse persistante des prix. Ce résultat met en cause l'existence d'une relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix en Jordanie. Pourtant, les chocs d'offre monétaire expliquent la variance des prix à raison de 18,11%.

En réponse à un choc de politique monétaire expansionniste (baisse non anticipée du TMM), conformément aux prédictions théoriques, une pression inflationniste apparaît. Cependant, la transmission des changements de la politique monétaire aux prix ne repose pas sur le canal de l'offre monétaire, dans la mesure où la relation monétariste est affaiblie.

Les prix ne sont pas sensibles aux chocs de change en Jordanie. D'une part, bien qu'un choc de change négatif (dépréciation nominale de la monnaie jordanienne) entraîne une hausse des prix, cette réponse est statistiquement non significative. D'autre part, les chocs de change expliquent une part dérisoire de la variance des prix. Ces résultats soulèvent les implications suivantes : En premier lieu, il n'y a pas d'évidence d'un pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix en Jordanie. D'où, le taux de change effectif nominal n'est pas un instrument d'absorption des effets inflationnistes des chocs. En deuxième lieu, les chocs de change ne constituent pas une source de perturbation de l'objectif final de stabilisation des prix poursuivi par les autorités monétaires jordanienues. En outre la perspective d'une transition progressive vers une politique monétaire de ciblage de l'inflation ne peut pas être entravée par ces chocs.

Dans le cas du VECM intégrant la base monétaire au titre d'instrument opérationnel de la politique monétaire, à long terme, la part de la variance des prix due aux chocs de demande réelle étrangère s'accroît. L'accroissement de l'exposition des prix aux chocs de demande réelle est souligné lorsque l'instrument opérationnel de la politique monétaire en Jordanie est la base monétaire. Par ailleurs, l'explication de la variance des prix par les chocs d'offre monétaire s'atténue. Par conséquent, l'intégration de la base monétaire dans le modèle met en évidence la rupture de la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix en Jordanie (voir annexe 18). L'impact d'un choc de politique monétaire restrictive, à travers une diminution inattendue de la base monétaire, sur les prix est nul. D'une part, la pression inflationniste significative en réponse au

choc restrictif est contraire aux hypothèses (annexe 16). D'autre part, l'explication de la variance des prix par les chocs de politique monétaire restrictive est dérisoire (annexe 18).

Décomposition de la Variance de l'agrégat monétaire M2 en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.018577	0.673035	2.159637	97.14875	0.000000	0.000000
2	0.196515	2.445495	1.523257	95.67550	0.157050	0.002180
3	0.943609	3.406858	1.404405	93.92888	0.146314	0.169939
4	2.235993	3.809061	1.241762	92.18390	0.211469	0.317817
6	2.408766	3.444625	1.156104	92.57383	0.152987	0.263693
9	1.733148	3.236086	1.567719	92.77209	0.120782	0.570179
12	1.498624	3.023147	1.667297	92.28812	0.127195	1.395613
18	1.111244	2.801720	1.888726	90.75891	0.290396	3.149005
24	1.032515	2.329999	2.183107	88.64121	0.764545	5.048622
30	0.995637	1.884671	2.359706	86.15673	1.500171	7.103088
36	0.963296	1.633046	2.424428	83.30909	2.491979	9.178158

Un choc restrictif d'offre monétaire se traduit par une réduction de l'agrégat monétaire M2. Un choc de politique monétaire expansionniste résulte en une rétraction de l'offre de monnaie. Le sens de la réaction de la masse monétaire aux variations non anticipées du TMM diverge des hypothèses. Par ailleurs, les chocs de politique monétaire expliquent une part limitée de la variance de l'agrégat M2. Cette variance est essentiellement due aux chocs d'offre monétaire. Dès lors, il n'y a pas d'évidence d'une relation de contrôlabilité et de causalité du canal offre monétaire par la cible opérationnelle taux d'intérêt à court terme. D'où, le mécanisme de transmission de la politique monétaire en Jordanie ne repose pas sur le premier brin allant du TMM à l'offre monétaire.

Dans le cas où la cible opérationnelle est la base monétaire, l'agrégat monétaire augmente en réponse à un choc négatif d'offre réelle (annexe 16). Cette relation montre que les autorités monétaires jordaniennes tentent de relancer l'activité économique réelle affectée par un choc de baisse de l'offre réelle. La réponse de la masse monétaire M2 au choc de politique monétaire restrictive, via la baisse de la base monétaire, est controversée. En outre, les chocs de politique monétaire n'expliquent pas la variance de l'agrégat monétaire M2 (annexe 18). Par conséquent, à l'image du TMM, la base monétaire n'est pas en mesure d'influencer le canal de l'offre monétaire. Ainsi, les

changements de la politique monétaire ne peuvent pas être transmis de la base monétaire à l'offre monétaire.

Décomposition de la Variance du taux de change effectif nominal en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.090967	82.22214	10.57540	0.000000	7.111494	0.000000
2	0.183580	77.71026	15.30563	0.064616	6.675888	0.060022
3	0.134420	77.61311	16.09462	0.095051	5.917593	0.145209
4	0.277429	79.20258	14.98758	0.122111	5.127308	0.282990
6	0.997421	82.25911	12.25368	0.081695	3.811980	0.596113
9	2.386130	84.18347	9.329566	0.142986	2.795679	1.162173
12	3.373365	84.90802	7.193400	0.442738	2.171271	1.911211
18	4.420651	83.39440	4.884536	1.835562	1.507410	3.957436
24	4.963190	79.42016	4.372266	3.999382	1.220912	6.024088
30	5.035243	74.73404	4.817078	6.574518	1.166814	7.672305
36	4.885706	70.19315	5.667883	9.232766	1.331026	8.689468

Le taux de change effectif nominal s'apprécie en réponse à un choc négatif d'offre réelle et se déprécie suite à un choc d'offre monétaire restrictive. Un choc de change négatif correspond à une dépréciation du taux de change effectif nominal. Bien que significative et persistante, la réponse du taux de change effectif nominal au choc de baisse de l'offre monétaire est contraire aux hypothèses présumées²⁵².

Un choc négatif de demande réelle entraîne une appréciation du dinar jordanien en termes effectifs nominaux. La décomposition de la variance du taux de change effectif nominal montre que les chocs de demande réelle sont à l'origine de cette variance. Ces résultats mettent en exergue la forte réactivité du taux de change effectif nominal aux chocs de demande réelle étrangère. Le taux de change nominal s'apprécie en réponse au choc négatif de demande réelle en vue d'influencer le taux de change réel et de le rétablir à son niveau initial d'avant le choc. En se référant à l'approche d'Edwards (2006), cet impact indirect du taux de change nominal sur le taux de change réel traduit un pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix (voir chapitre 2, première partie). Par ailleurs, ces chocs représentent une source de perturbation majeure du niveau des prix en Jordanie. En effet, 12 mois suivant le choc négatif de demande réelle, le taux de change nominal se déprécie dans le but de provoquer une pression inflationniste et de résorber l'impact élevé de ce choc sur les prix. Par conséquent, en

²⁵² Dans le cas du VECM incluant la base monétaire, la réponse du taux de change effectif nominal au choc d'offre monétaire restrictive est mitigée. Le taux de change nominal affiche une appréciation immédiate, puis il se déprécie à partir du 18^{ème} mois suivant le choc (annexe 16).

Jordanie, le taux de change effectif nominal joue le rôle d'un instrument d'absorption des effets des chocs de demande réelle étrangère, notamment sur les prix et le taux de change réel.

Dans le même ordre d'idées, la capacité d'absorption du taux de change effectif nominal des effets des chocs de demande réelle étrangère s'accroît lorsque la base monétaire est introduite dans le VECM à titre de cible opérationnelle de la politique monétaire (annexe 18).

L'ajustement des effets des chocs de demande réelle étrangère par le taux de change nominal en Jordanie est un résultat pertinent dans la mesure où l'économie jordanienne est particulièrement exposée aux chocs de cette nature. En effet, les chocs de demande réelle étrangère sont une source considérable de perturbation de la production réelle et des prix. Ce résultat pourrait refléter le degré élevé d'ouverture commerciale de la Jordanie²⁵³.

Les chocs de politique monétaire n'ont pas d'impact sur le taux de change effectif nominal en Jordanie. D'une part, la réponse du taux de change effectif nominal au choc de politique monétaire expansionniste (baisse non anticipée du TMM) n'est pas statistiquement significative (figure 10). D'autre part, la part de la variance du taux de change effectif nominal attribuée aux chocs de politique monétaire est faible. D'où, dans la mesure où le taux de change effectif nominal n'est pas contrôlable par le taux d'intérêt à court terme, il ne représente pas un canal de transmission effectif de la politique monétaire (exprimée par les variations du TMM) en Jordanie. Ces résultats sont également confirmés lorsque la base monétaire est considérée à la place du TMM.

²⁵³ Rappelons qu'en 2006, le degré d'ouverture de l'économie jordanienne est de 112,35% (tableau 2, chapitre 1, première partie).

Décomposition de la Variance du TMM en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.000236	0.054835	0.027431	0.468726	0.002715	99.44606
2	0.006150	0.091240	0.035278	0.946740	0.004000	98.91659
3	0.452924	0.478853	0.220478	1.361384	0.513584	96.97278
4	0.833087	0.484834	0.314721	1.021210	1.169891	96.17626
6	1.834121	0.463455	0.208081	1.048096	1.249908	95.19634
9	1.948335	0.718460	0.162130	1.215022	0.929684	95.02637
12	1.912801	0.990871	0.136568	1.391542	0.872260	94.69596
18	2.075005	2.053754	0.120243	1.786986	2.133295	91.83072
24	2.060143	3.618595	0.169759	2.209447	4.652809	87.28925
30	1.911848	5.533314	0.296152	2.602588	7.739909	81.91619
36	1.726571	7.495415	0.525485	2.959186	10.83073	76.46261

Les chocs de change expliquent une part modeste de la variance du TMM. Par ailleurs, le TMM réagit au choc négatif de change par une hausse significative mais temporaire. Cette réaction obéit aux prédictions théoriques sous deux optiques. En premier lieu, la relation tridimensionnelle en cas de choc de change est soulignée. En dépit d'une réponse statistiquement non significative des prix à la dépréciation nominale inattendue de la monnaie jordanienne, une pression inflationniste est notée. La hausse du TMM est menée dans le sens d'une orientation de politique monétaire restrictive visant l'amortissement des pressions inflationnistes provoquées par le choc de change.

En deuxième lieu, selon une approche spéculative sur les marchés des changes (parité des taux d'intérêt), la hausse du TMM améliore l'attractivité des spéculations et investissements libellés en dinar jordanien et provoque donc une appréciation nominale de ce dernier. Ainsi, le TMM agit en tant qu'outil d'absorption des effets des chocs de change. En outre, la Jordanie se démarque par rapport à la Tunisie par la sensibilité du TMM aux chocs de change. Cette conclusion rejoint celle de Poddar et al. (2006), à savoir : en Jordanie, le taux d'intérêt à court terme est une variable d'ajustement en vue du maintien de l'ancrage ferme du taux de change nominal JRD/USD.

Dans le cas où le VAR contraint estimé intègre la base monétaire en tant qu'instrument opérationnel de la politique monétaire, la base monétaire s'accroît en réponse à un choc d'offre monétaire restrictive. Ce résultat implique que les autorités monétaires jordaniennes agissent sur la base monétaire en vue de rétablir les conditions monétaires (annexe 16).

À l'image du TMM, la base monétaire répond au choc de change (dépréciation nominale) par une baisse significative. De plus, les chocs de change expliquent une part de la variance de la base monétaire (annexe 18). D'où, la base monétaire contribue à la défense de l'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD.

Dans le cadre de la politique monétaire en Jordanie, nos résultats empiriques ne permettent pas d'identifier la cible opérationnelle et le canal intermédiaire effectifs. Le taux d'intérêt à court terme et la base monétaire ne jouent pas le rôle d'instruments capables d'influencer les variables fondamentales de l'économie. En effet, ils n'exercent pas de causalité ou de contrôlabilité sur les canaux intermédiaires de transmission éventuels (taux de change nominal et canal d'offre monétaire). Ce résultat renforce l'idée qu'en Jordanie, le taux d'intérêt à court terme est une variable de maintien de l'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD. Aussi, la base monétaire contribue à préserver cet ancrage intermédiaire, pilier de la politique monétaire en Jordanie.

Au niveau intermédiaire de la transmission de la politique monétaire, la relation monétariste est très affaiblie entre l'offre de monnaie et les prix lorsque le modèle contient le TMM. Elle est rompue dans le cas où la base monétaire est intégrée dans le VECM. L'agrégat monétaire M2 ne représente donc pas un canal efficace de transmission des changements de la politique monétaire aux prix. Par ailleurs, il n'y a pas d'évidence empirique soutenant la capacité du canal taux de change effectif nominal de propager les changements de la politique monétaire via le TMM aux prix.

L'absence de sensibilité des prix aux chocs de change en Tunisie et en Jordanie pourrait être attribuée au choix de la variable indice des prix à la consommation (CPI) pour représenter le niveau des prix. Ito et Sato (2006) montrent empiriquement que les indices des prix des importations (IMP) et des prix à la production (PPI) captent mieux les chocs de change que le CPI. Dans le but d'extraire l'impact d'un choc de change sur les prix, ces auteurs préconisent de focaliser l'attention sur la réaction des prix des biens échangeables (PPI).

Al-Mashat et Billmeier (2007) ont étudié la transmission de la politique monétaire en Égypte. Ils soulignent que lorsque le niveau des prix est représenté dans le modèle SVAR par l'indice des prix à la consommation (CPI), la robustesse des résultats est altérée. Ces auteurs attribuent cette fragilité statistique à l'administration du tiers des prix du panier du CPI. Par conséquent leur choix s'est porté sur l'indices des prix de gros (WPI) au titre de la variable prix. Dans le même ordre d'idées, les économistes du FMI (2007 f) expliquent la transmission réduite du taux de change nominal à l'indice des prix à la consommation (CPI) en Tunisie par l'administration des prix. Dès lors, sachant que le tiers des prix du CPI est administré en Tunisie (tableau 11, chapitre 2 de la première partie), il serait pertinent d'estimer un modèle SVAR intégrant l'indice des prix à la production (PPI) à la place du CPI.

L'estimation de modèles SVAR distincts, intégrant respectivement les prix des biens non échangeables (CPI) et les prix des biens échangeables (PPI), est menée également dans une perspective de comparaison empirique des pouvoirs de transmission du taux de change nominal aux prix des biens échangeables et non échangeables. Cette méthode revient à vérifier empiriquement nos résultats obtenus précédemment en suivant l'approche d'Edwards (2006). En effet, en comparant l'intensité du pouvoir de transmission des chocs de change aux deux types d'indices des prix, nous pouvons statuer sur la capacité du taux de change nominal à absorber les effets des chocs, notamment sur les prix.

Dans les deux sections suivantes, l'estimation de modèles SVAR contraints incorporant le PPI à la place du CPI pour la Tunisie et la Jordanie est présentée.

3. Cas du modèle de la Tunisie avec l'indice des prix à la production (PPI)

L'ordre d'introduction des variables dans le VAR est similaire à celui du VAR avec CPI. Ainsi, le VAR de forme réduite contient : la production réelle (RPIBTUN), le taux de change effectif réel (REERTUN), l'indice des prix à la production (PPITUN), la masse monétaire M2 (M2TUN), le taux de change nominal TND/USD (NERTUN) et le TMM (TMMTUN). Le système répond aux chocs structurels suivants : les chocs d'offre réelle, les chocs de demande réelle étrangère, les chocs de demande monétaire, les chocs d'offre de monnaie, les chocs de change et les chocs de politique monétaire. Les chocs d'offre réelle et les chocs de demande réelle émanant de l'extérieur représentent des chocs exogènes. Les chocs endogènes regroupent les chocs de demande monétaire, les chocs d'offre monétaire, les chocs de change et les chocs de politique monétaire.

Sur la base des critères Akaike et FPE (final prediction error), l'ordre approprié du modèle VAR intégrant le PPI est de 4 mois ($p = 4$).

Les tests de racine unitaire {Dickey-Fuller (1979), de Dickey Fuller augmentés et de Phillips et Perron (1988)}, pratiqués sur les variables en niveau, montrent que les variables indice des prix à la production (PPITUN), masse monétaire M2 (M2TUN), taux de change nominal (NERTUN) et TMM (TMMTUN) possèdent une racine unitaire. Ces séries ne sont pas stationnaires. Elles sont affectées d'une tendance de même ordre d'intégration $I(1)$. D'où la nécessité de procéder au test de cointégration de Johansen.

Les statistiques Trace et la valeur propre maximale indiquent l'existence d'une relation de cointégration ($r = 1$) au seuil de 5%. À l'image du SVECM de la Tunisie intégrant l'indice des prix à la consommation (CPI), l'estimation du SVECM avec PPI repose sur l'assimilation de l'espace cointégrant au titre des contraintes à long terme et sur l'imposition des restrictions semi-structurelles de court terme²⁵⁴. L'interprétation des

²⁵⁴ L'espace cointégrant est obtenu en normalisant le taux de change effectif réel. C'est la variable est la plus exogène selon le test de faible endogénéité. Les contraintes de court imposées sont identiques à celles du cas du modèle avec CPI. La sur-identification est acceptée à une probabilité de 51%.

résultats de l'estimation du modèle SVECM est fondée sur les fonctions de réponse et la décomposition de la variance²⁵⁵.

Globalement, les résultats ne changent pas d'une manière substantielle lorsque la variable prix du VECM est représentée par l'indice des prix à la production (PPI) à la place de l'indice des prix à la consommation (CPI). Le PPI correspond aux prix des biens échangeables par opposition au CPI qui est associé aux prix des biens non échangeables (Edwards, 2006).

● **Le taux de change effectif réel :**

Le taux de change effectif réel, ancrage de la compétitivité de l'économie tunisienne, est vulnérable aux chocs de demande réelle et aux chocs de change. À l'image du cas intégrant le CPI, en se référant à Edwards (2006), cette relation pourrait être interprétée comme une conséquence indirecte du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix. Toutefois, ce mécanisme est à exclure, dans la mesure où la réponse des prix des biens à la production (PPI) aux chocs de change n'est pas significative.

● **Les prix des biens échangeable (Indice des prix à la production PPI) :**

L'intégration du PPI au lieu du CPI résulte en l'accroissement de l'exposition des prix aux chocs d'offre réelle. En dépit du sens contraire aux hypothèses théoriques de la réponse du PPI au choc négatif d'offre réelle, la déflation significative provoquée par ce choc est plus profonde que dans le cas où les prix sont considérés à la consommation. En outre, la décomposition de la variance des prix à la production montre qu'à long terme; les chocs de demande monétaire perdent de leur pouvoir explicatif en faveur des chocs d'offre réelle. Ainsi, à long terme, les chocs d'offre réelle sont la source dominante de la variance des prix à la production.

Les prix à la production ne sont pas sensibles aux chocs de change. D'une part, la réponse de l'indice des prix à la production (PPI) au choc de change n'est pas statistiquement significative (annexe 22). D'autre part, les chocs de change sont à

²⁵⁵ Les fonctions de réponse et les décompositions des variances du SVECM de la Tunisie intégrant le PPI sont respectivement présentées aux annexes 22 et 23.

l'origine d'une part dérisoire de la variance du PPI (annexe 23). Ce résultat diverge de la littérature existante soutenant une sensibilité supérieure du PPI relativement au CPI aux mouvements du taux de change nominal. Deux conclusions peuvent être tirées de ce résultat. En premier lieu, il n'existe pas d'évidence d'un pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix des biens échangeables (PPI). Par conséquent, selon l'approche d'Edwards (2006), le taux de change nominal n'est pas un outil d'absorption des effets inflationnistes des chocs. En deuxième lieu, les chocs de change ne sont pas en mesure de perturber la stabilité des prix à la production.

● **Le taux de change nominal TND/USD**

Lorsque le modèle contient les prix à la production (PPI), la décomposition de la variance du taux de change nominal et la réponse du taux de change nominal au choc négatif d'offre réelle mettent en évidence une réactivité plus importante du taux de change nominal aux chocs d'offre réelle. La dépréciation du taux de change nominal en réponse au choc négatif d'offre réelle œuvre dans le sens d'un ajustement en vue de contrecarrer la déflation provoquée par le choc. Par ailleurs, les chocs d'offre réelle sont à la source principale de la variance du PPI et sont à l'origine d'une part importante de la variance de la cible monétaire M2.

Certes, nos résultats concernant les prix à la production (PPI) soutiennent l'absence d'amortissement des effets inflationnistes des chocs par le taux de change nominal. Cependant, il semblerait que le taux de change nominal contribue activement dans l'absorption des effets perturbateurs des chocs d'offre réelle sur les prix à la production et sur l'ancrage monétaire M2. Ce résultat a également été souligné dans le cas du modèle intégrant le CPI. Néanmoins, il est important de noter que l'exposition des prix et de la masse monétaire M2 aux chocs d'offre réelle, ainsi que l'ampleur de la réaction du taux de change nominal à ces chocs sont plus fortes lorsque les prix sont ceux des biens à la production (PPI). Dès lors, la contribution du taux de change nominal dans l'ajustement des effets perturbateurs sur les prix est améliorée lorsque les prix sont à la production et non pas à la consommation.

● **L'ancrage monétaire M2 :**

La sensibilité de l'agrégat monétaire M2 aux chocs se rapproche plus des prédictions théoriques quand les prix sont à la production (PPI). En effet, dans ce cas, les chocs d'offre monétaire expliquent une part majeure de la variance de la masse monétaire M2 (annexe 23). L'ancrage monétaire M2 n'est pas exposé aux chocs de change. Ces chocs ne sont pas une source de perturbation du ciblage intermédiaire de la politique monétaire en Tunisie.

L'intégration du PPI à la place du CPI dans le modèle accroît la sensibilité de la cible monétaire M2 aux chocs d'offre réelle. Par ailleurs, la rupture du lien monétariste entre l'offre de monnaie et les prix est plus soutenue lorsque les prix sont ceux à la production.

● **Le taux d'intérêt à court terme :**

Contrairement au cas du modèle avec CPI, la causalité de la cible monétaire M2 par le taux d'intérêt à court terme est controversée. D'une part, la réponse de la cible monétaire en réponse à un choc de politique monétaire expansionniste (baisse non anticipée du TMM) diverge des hypothèses, dans la mesure où elle diminue. D'autre part, les chocs de politique monétaire, traduits par des variations non anticipées du taux d'intérêt à court terme, causent une part importante de la variance de la masse monétaire M2.

Le TMM n'exerce pas de relation de contrôlabilité sur le taux de change nominal. D'où, le taux de change nominal n'est pas un canal efficace de transmission des changements de la politique monétaire exprimés par les variations du TMM.

En résumé, comparés aux résultats du SVECM intégrant le CPI, ceux du SVECM incorporant le PPI mettent en évidence l'accroissement de l'exposition des prix à production et de l'ancrage monétaire M2 aux chocs d'offre réelle et une contribution plus active du taux de change nominal dans l'absorption des effets perturbateurs de ces chocs. En ce qui concerne le mécanisme de transmission de la politique monétaire, nous notons une relation mitigée entre la cible opérationnelle TMM et le canal offre

monétaire M2, ainsi qu'une rupture plus prononcée de la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix à la production (PPI).

Les résultats empiriques des deux modèles SVAR contraints distincts, incluant respectivement l'indice des prix à la consommation (CPI) et l'indice des prix à la production (PPI), confirment ceux qui ont été obtenus par l'approche d'Edwards (2006) : en Tunisie, il n'y a pas d'évidence d'un pouvoir de transmission plus élevé du taux de change nominal aux prix des biens échangeables (PPI) par rapport aux prix des biens non échangeables (CPI). Dans le deux cas, les prix ne sont pas sensibles aux chocs de change. Par conséquent, le taux de change nominal ne joue pas le rôle d'un instrument d'absorption des effets des chocs, notamment sur les prix.

Dés lors, à ce stade du travail, il est important de souligner que l'approche d'Edwards (2006), fondée sur un modèle à équation unique (chapitre 2 de la première partie), et la méthodologie empirique basée sur les modèles dynamiques SVECM à équations multiples interprétés selon le courant de recherche d'Edwards (2006) aboutissent à la même conclusion : en Tunisie, le taux de change nominal n'est pas un outil d'ajustement des effets des chocs.

4. Cas du modèle de la Jordanie avec l'indice des prix à la production (PPI)

L'ordre d'introduction des variables dans le VAR avec PPI est à l'image de celui du VAR intégrant le CPI. Le modèle contient les variables suivantes : la production réelle (RPIBJOR), le taux de change réel JRD/USD (RERJOR), l'indice des prix à la production (PPIJOR), l'agrégat monétaire M2 (M2JOR), le taux de change effectif nominal (NEERJOR) et le TMM (TMMJOR). Le système répond aux mêmes chocs structurels.

Les critères Akaike, FPE, Schwarz et Hannan-Quinn montrent que l'ordre approprié du VAR en niveau est égal à 1 mois ($p = 1$).

Les résultats des tests de Dickey-Fuller (1979), de Dickey Fuller augmentés et de Phillips et Perron (1988) indiquent toutes les séries du VAR en niveau sont non stationnaires. La production réelle (RPIBJOR) est non stationnaire uniquement selon le test de Dickey Fuller augmentés à 1%. Le taux de change effectif nominal est non stationnaire à 5% et 1%. Toutes les variables sont stationnaires en différence première. Ces séries sont affectées d'une tendance de même ordre d'intégration $I(1)$.

Sur la base de la Trace et de la valeur propre maximale, le test de cointégration de Johansen montre qu'au seuil de 5%, il existe deux relations de cointégration ($r = 2$) entre les six variables considérées. Nous estimons donc un SVECM intégrant les six variables. La méthode suivie pour la construction et l'estimation du SVECM intégrant le PPI est identique à celle du SVECM avec CPI. L'espace cointégrant représente les contraintes de long terme et des restrictions semi-structurelles de court terme sont imposées²⁵⁶. L'interprétation des résultats s'appuie sur les fonctions de réponse et la décomposition de la variance²⁵⁷.

²⁵⁶ Le test de faible exogénéité indique que la production réelle et les prix à la production (PPI) sont les variables les plus fortement exogènes. Donc, l'espace cointégrant repose sur la normalisation de ces deux variables. Le système des restrictions à court terme sur-identifié est accepté à une probabilité de 0.84.

²⁵⁷ Les fonctions de réponse et les décompositions des variances du cas intégrant le PPI sont respectivement présentées aux annexes 24 et 25.

Très peu de différences sont notées par rapport au cas du SVECM intégrant le CPI. Toutefois, une divergence majeure apparaît concernant la sensibilité des prix aux chocs de change.

- **Indice des prix à la production (PPI)**

À l'image du CPI, sur la base des fonctions de réponse et de la décomposition de la variance, l'indice des prix à la production répond sensiblement aux chocs de demande réelle. La contribution des chocs de demande monétaire dans la variance des prix se renforce lorsque les prix sont considérés à la production et non à la consommation. Ce résultat est plus proche des attentes théoriques (Clarida et Gali, 1994).

Les chocs d'offre monétaire sont à l'origine d'une part dérisoire de la variance des prix à la production et la réponse contradictoire du PPI au choc restrictif d'offre monétaire est minime. D'où, nous soulignons une rupture plus prononcée de la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix, lorsque les prix sont à la production plutôt qu'à la consommation.

La grande divergence entre le cas intégrant le CPI et le modèle avec PPI réside au niveau de la sensibilité des prix aux chocs de change. D'une part, contrairement à la réponse du CPI au choc de change négatif (dépréciation du dinar jordanien), la hausse du PPI provoquée par un choc de change de même nature est non seulement conforme aux prédictions théoriques, mais aussi statistiquement significative. D'autre part, la variance du PPI attribuée aux chocs de change est plus importante que celle du CPI. Dès lors, un pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix à la production est mis en évidence. En se basant sur l'approche d'Edwards (2006), compte tenu de l'absence de transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix à la consommation (CPI) et de la forte transmission du taux de change nominal aux prix à la production (PPI), nous pouvons conclure qu'en Jordanie, le taux de change nominal est un instrument d'absorption des effets des chocs.

- L'exposition de la production réelle aux chocs réels d'offre et de demande s'accroît, alors que les chocs de politique monétaire (exprimés par les variations non anticipées du

TMM) perdent leur pouvoir explicatif de la variance de la production réelle (annexe 25).

- Le taux de change réel JRD/USD répond essentiellement à son propre choc, à savoir : le choc de demande réelle étrangère.

- À l'image du cas intégrant le CPI, l'estimation du SVECM incluant le PPI montre que l'agrégat monétaire M2 est essentiellement vulnérable aux chocs d'offre monétaire. Les chocs de politique monétaire, via les variations du taux d'intérêt à court terme, n'ont pas d'impact sur M2. Les changements de la politique monétaire ne peuvent donc pas être véhiculés par le brin de transmission allant du TMM au canal offre monétaire.

- **Le taux de change effectif nominal :**

Lorsque le PPI remplace le CPI dans le SVECM de la Jordanie, le taux de change effectif nominal est essentiellement réactif aux chocs de demande réelle étrangère (annexes 24 et 25). Certes, le taux de change nominal ne répond pas aux chocs de demande monétaire, source conventionnelle de perturbation des prix. Néanmoins, comme dans le cas intégrant le CPI, les chocs de demande réelle sont la cause dominante des variations des prix à la production (PPI) et du taux de change réel. Or, le taux de change nominal réagit à ces chocs. Par conséquent, en Jordanie, le taux de change effectif nominal est un outil d'ajustement des effets des chocs de demande réelle sur les prix, aussi bien à la production (PPI) qu'à la consommation (CPI), et sur le taux de change réel.

Il n'existe pas de relation de causalité ou de contrôlabilité allant du TMM au taux de change nominal. D'où, le mécanisme de transmission de la politique monétaire ne s'opère pas à travers ces deux canaux.

- La relation tridimensionnelle en cas de choc de change est confirmée d'avantage dans le cas où les prix sont à la production (PPI). En effet, la pression inflationniste générée par le choc de change (dépréciation du JRD) est statistiquement significative et la hausse du TMM est plus persistante. Ainsi, les autorités monétaires jordaniennes tentent de contrecarrer l'impact de la transmission du taux de change nominal aux prix (PPI) en

généralisant des conditions monétaires restrictives par la manipulation du TMM. Toutefois, cette relation est controversée par la part négligeable des chocs de change dans l'explication de la variance du TMM lorsque le modèle inclut le PPI (annexe 25).

La hausse du TMM améliore l'attractivité des spéculations et investissements libellés en dinar jordanien et résulte en une appréciation du taux de change nominal (parité des taux d'intérêt). Par conséquent, que les prix soient considérés à la production ou à la consommation, en Jordanie, le taux d'intérêt à court terme est un outil d'absorption des effets des chocs de change. Il joue donc le rôle d'une variable d'ajustement en vue du maintien de l'ancrage ferme du taux de change nominal JRD/USD (Poddar et al., 2006).

À l'image du modèle intégrant le CPI, l'estimation du SVECM avec PPI montre qu'en Jordanie, les changements de la politique monétaire ne sont pas transmis par le taux d'intérêt à court terme, en tant que cible opérationnelle, aux variables fondamentales de l'économie à travers les canaux intermédiaires offre monétaire et taux de change nominal.

Conclusion

Dans le cadre de notre travail de recherche, la question du pouvoir d'absorption des effets des chocs par le taux de change nominal a été abordée sous plusieurs angles. Le premier consiste en l'estimation de modèles à équation unique de courbe de Phillips et de fonctions de réaction à la façon de Gerlach et Gerlach-Kristen (2006). Le deuxième soulève le pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix selon l'approche d'Edwards (2006). Le dernier englobe l'étude empirique moyennant l'estimation de modèles SVAR contraints. Dans tous les cas, nous aboutissons à la même conclusion : en Jordanie, le taux de change nominal est un outil d'ajustement des effets inflationnistes des chocs. En revanche, en Tunisie, le taux change nominal ne joue pas le rôle d'un instrument d'absorption des effets des chocs, notamment sur les prix et sur l'ancrage du taux de change réel.

En vue de préserver sa crédibilité, la BCT doit tenir compte du pouvoir déstabilisateur des chocs de demande monétaire, des chocs d'offre réelle et des chocs de demande réelle étrangère sur la cible finale «prix». En effet, la réalisation de l'objectif final de maîtrise de l'inflation peut être affectée par ces chocs. En Jordanie, les prix sont vulnérables aux chocs de demande réelle étrangère, aux chocs de demande monétaire et aux chocs de politique monétaire.

Les études empiriques des chocs affectant l'économie tunisienne et l'économie jordanienne montrent l'absence de sensibilité significative des prix aux mouvements du taux de change nominal. Deux conclusions découlent de ce résultat. En premier lieu, les chocs de change ne constituent pas une source de perturbation de l'objectif final de maîtrise de l'inflation, poursuivi par les autorités monétaires tunisiennes et jordanienes. En outre, la perspective d'une transition progressive vers une politique monétaire de ciblage de l'inflation ne peut pas être entravée par ces chocs.

En deuxième lieu, il n'y a pas d'évidence d'un pouvoir de transmission des mouvements du taux de change nominal aux prix. Néanmoins, à ce niveau, l'estimation de deux modèles SVAR contraints distincts, incluant respectivement l'indice des prix à la consommation (CPI) et l'indice des prix à la production (PPI), révèle une grande divergence entre la Tunisie et la Jordanie. En ce qui concerne la Tunisie, l'absence de

réactivité des prix aux chocs de change porte aussi bien sur les prix à la consommation que sur les prix à la production. Dès lors, il n'y a pas d'évidence d'un pouvoir de transmission «Pass-through» du taux de change nominal aux prix à la consommation et à la production. En se référant à l'approche d'Edwards (2006), en Tunisie, le taux de change nominal n'est pas un outil d'ajustement des effets inflationnistes des chocs.

En Jordanie, une différence réside au niveau de la sensibilité des prix à la production aux chocs de change. Une forte transmission du taux de change nominal aux prix à la production est soulignée, tandis qu'il n'y a pas d'évidence d'un pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix à la consommation. Par conséquent, en s'appuyant sur le courant de recherche d'Edwards (2006), nous pouvons soutenir qu'en Jordanie le taux de change nominal est un outil effectif d'absorption des effets inflationnistes des chocs.

Le ciblage intermédiaire officiel de l'agrégat monétaire M2 par les autorités monétaires tunisiennes est exposé aux chocs d'offre monétaire, aux chocs de politique monétaire, aux chocs d'offre réelle et aux chocs de demande monétaire. Ces chocs représentent une menace à la pratique de l'ancrage monétaire, dans la mesure où ils peuvent engendrer des dérapages monétaires par rapport à la cible pré-fixée. En revanche, l'ancrage monétaire n'est pas sensible aux chocs de change. Ainsi, les mouvements volatils et non anticipés du taux de change nominal ne sont pas en mesure de perturber le ciblage intermédiaire et final de la politique monétaire en Tunisie.

En Tunisie, la fragilité de l'ancrage de la compétitivité aux chocs de change est mise en exergue. L'accroissement de l'exposition de l'ancrage de la compétitivité aux chocs de change dans le cas intégrant le taux de change nominal par rapport à l'euro reflète la densité des échanges commerciaux de la Tunisie avec l'UE. Cette relation est cruciale, notamment dans le cadre de la double transition à terme vers un régime de change à flottement libre et une politique monétaire de ciblage de l'inflation. En outre, les chocs de demande réelle étrangère et les chocs d'offre monétaire représentent des sources de perturbation de l'ancrage de la compétitivité. Ces chocs sont en mesure d'entraver la poursuite de la règle du taux de change effectif réel constant (TCERC). Le taux de change nominal ne contribue pas à l'ajustement des effets de ces chocs dans le but de ramener le taux de change effectif réel à son niveau initial d'ancrage et de préserver la

compétitivité de l'économie tunisienne. À ce titre, le taux de change nominal ne favorise pas la pratique de la règle du TCERC.

Les réponses des variables de la Jordanie aux chocs sont plus conventionnelles que celles des variables de la Tunisie. Dans ce sens, conformément aux conclusions soutenues par Clarida et Gali (1994), les chocs de demande réelle étrangère sont à l'origine des fluctuations du taux de change réel par rapport au USD. En outre, l'agrégat monétaire M2 est essentiellement exposé aux chocs d'offre monétaire. Les chocs de change n'ont pas d'effets sur le taux de change réel et l'agrégat monétaire M2.

Globalement, en Tunisie, le taux de change nominal n'agit pas en tant qu'instrument d'ajustement des effets des chocs affectant les différentes variables de la politique monétaire. Il répond principalement à son propre choc et ne fluctue pas dans le but de contrecarrer les effets indésirables des chocs sur les différents ancrages et cibles de la politique monétaire. En particulier, le taux de change nominal n'est pas réactif aux chocs de demande monétaire, sources majeures de perturbation des prix. Néanmoins, le taux de change nominal répond aux chocs d'offre réelle. Or, ces chocs engendrent des variations réduites des prix et de la cible monétaire M2. En outre, l'introduction des prix à la production (PPI) dans le modèle accentue l'exposition des prix et de la masse monétaire M2 aux chocs d'offre réelle et accroît la réactivité du taux de change nominal à ces chocs. D'où, il apparaît que le taux de change nominal contribue modestement à l'amortissement des effets réduits des chocs d'offre réelle sur les prix et l'ancrage monétaire M2.

L'estimation d'un SVECM de la Tunisie intégrant le taux de change nominal par rapport à l'euro et non pas relativement au USD n'engendre pas de changements quant à l'absence de sensibilité des prix aux chocs de change. Aussi, le taux de change TND/euro ne joue pas le rôle d'un instrument d'ajustement des effets des chocs sur l'ancrage de la compétitivité et les prix. Cependant, en dépit d'un rôle limité du taux de change nominal TND/euro dans l'absorption des effets déstabilisateurs des chocs d'offre réelle et monétaire sur les ancrages et les cibles de la politique monétaire, ce rôle est plus important que dans le cas où le taux de change nominal est considéré par rapport au USD. Par conséquent, comparé au taux de change nominal TND/USD, le

taux de change nominal TND/euro permet de privilégier davantage les objectifs de stabilité des prix et de maintien de la compétitivité, poursuivis par la BCT.

L'absence d'une contribution significative du taux de change nominal (qu'il soit par rapport au USD ou par rapport à l'euro) dans l'absorption des effets des chocs nous amène à déduire que les mouvements du taux de change nominal seraient encadrés par les autorités monétaires tunisiennes dans un contexte de semi-ancrage souple et modéré. Une explication plausible de cette orientation est la «peur du flottement» qui influence la conduite de la politique monétaire en Tunisie. Dans ce sens, la «peur du flottement», incite la BCT à alléger la pression sur le taux de change nominal et à limiter ses mouvements excessifs. D'ailleurs, l'assouplissement de la règle du TCERC est confirmé empiriquement. La tolérance des mouvements du taux de change effectif réel reflète la volonté des autorités monétaires tunisiennes de limiter la volatilité du taux de change nominal.

Animées par la «peur du flottement», les autorités monétaires tunisiennes semblent privilégier l'objectif de la gestion de la dette extérieure au détriment des objectifs primordiaux de maîtrise de l'inflation et de maintien de la compétitivité. Cette ligne d'action est justifiée par un endettement extérieur remarquablement lourd (le ratio d'endettement extérieur par rapport au PIB a été réduit à 55,6% en 2007).

En Jordanie, les résultats mettent en exergue la forte réactivité du taux de change effectif nominal aux chocs de demande réelle étrangère. Le taux de change nominal répond aux chocs de demande réelle en vue d'influencer le taux de change réel et de le rétablir à son niveau initial. Ces chocs représentent la cause dominante de perturbation non seulement du taux de change réel, mais aussi des prix à la consommation et à la production. D'où, d'une part, le taux de change nominal contribue activement dans l'amortissement des effets des chocs de demande réelle étrangère sur le taux de change réel et sur les prix. D'autre part, dans le même ordre d'idées, selon Edwards (2006), l'impact du taux de change nominal sur le taux de change réel confirme la capacité d'ajustement du taux de change nominal des effets des chocs de demande réelle étrangère sur les prix. Ce résultat est pertinent dans la mesure où la l'économie jordanienne est fortement vulnérable aux chocs de cette nature. En particulier,

l'intégration des prix à la production (PPI) renforce le poids des effets des chocs de demande réelle étrangère.

Dans le cadre du mécanisme de transmission de la politique monétaire en Tunisie, le taux d'intérêt à court terme semble être la véritable cible opérationnelle qui reflète le mieux les changements de la politique monétaire. Pourtant, depuis 2006, la BCT a annoncé que la base monétaire représente la cible opérationnelle officielle de la politique monétaire. En outre, en dépit de la rupture de la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix, le mécanisme de transmission de la politique monétaire repose d'avantage sur le canal monétaire que sur le canal «taux de change nominal».

L'identification empirique des canaux du processus de transmission de la politique monétaire en Tunisie est quelque peu controversée. D'une part, la BCT n'octroie pas au TMM un rôle actif dans la lutte ainsi que dans la prévention contre l'instabilité des prix. Le taux d'intérêt à court terme ne réagit pas aux fluctuations non anticipées du taux de change nominal en vue de préserver la stabilité des prix. Il ne constitue donc pas un instrument d'ajustement des effets des chocs de change sur les prix. Par conséquent, la relation tridimensionnelle «taux de change nominal - prix - taux d'intérêt» n'est pas mise en évidence en cas de chocs de change. Il en découle que le TMM représente plutôt une variable d'ancrage, réservée à la réalisation de l'objectif de stabilité financière.

D'autre part, certes, au niveau intermédiaire, la quasi-rupture de la relation monétariste entre l'offre de la monnaie et les prix en Tunisie est soutenue lorsque la cible opérationnelle de la politique monétaire est le taux d'intérêt à court terme. Cependant, malgré l'absence de contrôlabilité de l'agrégat monétaire M2 par la base monétaire, paradoxalement, le lien monétariste s'améliore lorsque la base monétaire est incluse au titre de cible opérationnelle.

Dans le cas où les prix sont considérés par rapport à la production, nous notons une relation mitigée entre la cible opérationnelle TMM et le canal offre monétaire M2, ainsi qu'une rupture plus prononcée de la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix à la production (PPI).

En Tunisie, le taux de change nominal n'est pas un canal actif dans le cadre du processus de transmission des changements de la politique monétaire exprimés par les variations des cibles opérationnelles (base monétaire ou TMM). L'incapacité du taux de change nominal de transmettre les changements de la politique monétaire est soulignée aussi bien dans le cas où le taux de change nominal est considéré par rapport au USD que lorsque le taux de change nominal est relatif à l'euro.

Les résultats de l'estimation du SVECM intégrant le taux de change nominal par rapport à l'euro illustrent la tendance des autorités monétaires à privilégier la compétitivité de l'économie tunisienne vis-à-vis de l'UE, et ce en raison du poids de l'UE dans le commerce extérieur de la Tunisie. Deux états de figure témoignent de l'attention de la BCT focalisée sur le maintien de la compétitivité dans le commerce avec l'UE. Le premier se résume à la volonté des autorités monétaires de favoriser la compétitivité en profitant des conditions monétaires avantageuses générées par un choc de politique monétaire restrictive. Le deuxième met en évidence l'existence d'une relation tridimensionnelle «taux de change - prix - taux d'intérêt à court terme» en cas de choc de change par rapport à l'euro. Dans ce cas le TMM représente un outil de lutte contre les pressions inflationnistes attendues engendrées par les chocs de change contre l'euro.

Nos résultats empiriques ne permettent pas d'identifier la cible opérationnelle et les canaux intermédiaires effectifs de transmission de la politique monétaire en Jordanie. À l'image de la base monétaire, le taux d'intérêt à court terme n'est pas en mesure d'influencer les canaux de transmission éventuels (canal de l'offre monétaire et le canal taux de change nominal) en vue d'influencer les variables fondamentales de l'économie. Ce résultat renforce l'idée qu'en Jordanie, le taux d'intérêt à court terme est une variable d'ajustement en vue du maintien de l'ancrage ferme du taux de change nominal JRD/USD (Poddar, 2006). Aussi, la base monétaire contribue à préserver cet ancrage intermédiaire, pilier de la politique monétaire en Jordanie.

La relation tridimensionnelle en cas de choc de change est vérifiée en Jordanie. Ainsi, la réponse du taux d'intérêt à court terme est menée dans le sens d'une orientation de politique monétaire restrictive visant l'amortissement des pressions inflationnistes provoquées par le choc de change. Ce mécanisme est mis en évidence que les prix soient considérés à la production ou à la consommation. Par ailleurs, selon une approche

spéculative sur les marchés des changes (parité des taux d'intérêt), la réponse du TMM influe sur l'attractivité des spéculations et investissements libellés en dinar jordanien. Elle permet donc d'absorber les mouvements non anticipés du taux de change nominal et de maintenir ainsi le niveau d'ancrage du taux de change nominal par rapport au USD. Dès lors, la Jordanie se démarque par rapport à la Tunisie par la capacité d'ajustement du TMM des effets des chocs de change dans le but de préserver le rattachement fixe de la monnaie domestique par rapport au dollar.

Au niveau intermédiaire de la transmission de la politique monétaire, l'agrégat monétaire M2 ne représente pas un canal efficace de transmission des changements de la politique monétaire aux prix. La relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix est très affaiblie lorsque le TMM est considéré au titre de cible opérationnelle. Elle est rompue dans le cas où le TMM est remplacé par la base monétaire. La rupture de la relation monétariste est plus prononcée lorsque les prix sont à la production plutôt qu'à la consommation.

Le taux de change effectif nominal n'est pas un canal de transmission de la politique monétaire en Jordanie. En effet, il n'y a pas d'évidence empirique soutenant la capacité du canal taux de change effectif nominal de propager les changements de la politique.

Il est important de souligner que nos résultats sont fondés sur la supposition que les politiques monétaires en Tunisie et en Jordanie, dont l'objectif ultime et final est de contenir l'inflation, aient été opérationnelles tout au long de la période de l'étude. Néanmoins, il est difficile d'écarter la possibilité que les autorités monétaires tunisiennes et jordaniennes adoptent une politique monétaire passive en conditions économiques normales et agissent activement en cas de chocs affectant l'économie. Dans ce cas, la robustesse de nos estimations pourrait être mise en cause, et la disposition de données complémentaires sur les politiques monétaires menées en Tunisie et en Jordanie est requise.

Une explication éventuelle de l'absence de sensibilité des prix aux mouvements du taux de change nominal et de la rupture de la relation monétariste entre l'offre de monnaie et les prix en Tunisie est l'administration des prix. L'administration du tiers des prix inclus dans le panier de calcul de l'indice des prix à la consommation (CPI) constitue un

obstacle majeur à la réactivité des prix aux chocs en Tunisie. L'intégration de cette pratique au niveau empirique pourrait constituer une ouverture de recherche pertinente. Une explication plus approfondie nécessiterait la prise en compte dans le modèle VAR de la composante des prix administrés du CPI. Cela permettrait d'affiner nos résultats et de mieux expliquer l'absence de réactivité des prix aux mouvements du taux de change nominal en Tunisie. Cette version constitue une ligne de recherche éventuelle dans l'avenir.

Bibliographie

Aglietta, M. et Baulant, C., 1998, «Compétitivité et régime de change en Tunisie et au Maroc», Communication au colloque «*L'impact de l'élargissement de l'Union Européenne aux PECO sur les pays du Sud de la Méditerranée*», Tunis, janvier 1999.

Amano, R., Coletti, D. et Macklem, T., 1999, «Monetary Rules When Economic Behavior Changes», Working Paper no.99-8, Bank of Canada.

Al-Mashat, R., 2007, «Exchange Rate Pass-Through in Egypt», Central Bank of Egypt, mimeo.

Al-Mashat, R. et Billmeier, A., 2007, «The Monetary Transmission Mechanism in Egypt», Working Paper no.WP/07/285. IMF, Washington, D.C.

Bacchetta, P. et van Wincoop, E., 2003, «Why do Consumer Prices React Less Than Import Prices to Exchange Rates», *Journal of European Economic Association* no.1, avril-mai, p.662-670.

Baccouche, R., Bouaziz, B. et Goaid, M., 1997, «Croissance Potentielle et Fluctuations Conjoncturelles en Tunisie», *Économie Internationale, La Revue du CEPII*, no.69, 1^{er} trimestre 1997, p. 209-221.

Bahmani-Oskooee, M. et Malixi, M., 1992, «Inflationary Effects of Changes in Effective Exchange Rates: LDCs Experience», *Applied Economics*, no.24, p.465-471.

Bailliu, J., Lafrance, R. et Perrault, J.F., 2002, «Does Exchange Rate Policy Matter for Growth?», Document de travail no.2002-17, Banque du Canada.

Balassa, B., 1964, «The Purchasing Power Parity Doctrine: a Reappraisal», *Journal of Political Economy*, no.72(6), p.584-96.

Banque Centrale de Tunisie, 2005, *Rapport annuel de la Banque Centrale de Tunisie*.

Banque Centrale de Tunisie, 2006, *Dette extérieure de la Tunisie 2005*.

Banque Centrale de Tunisie, 2007 a, *Périodique de conjoncture*, no.75, mars 2007.

Banque Centrale de Tunisie, 2007 b, *Rapport Annuel 2006*, juin 2007.

Banque Centrale de Tunisie, 2007 c, *Dette extérieure de la Tunisie 2006*.

Banque Centrale de Tunisie, 2008, *Bulletin Statistiques Financières*, no.162.

Batini, N. et Haldane, A.G., 1999, «Forward-Looking Rules for Monetary Policy», In: John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, Chicago University Press, p.157-192.

Bayoumi, T. et Eichengreen, B., 1994, «Monetary and Exchange Rate Arrangements for NAFTA», *Journal of Development Economics*, no.43, p.25-165.

- Beine, M. et Coulombe, S., 2002, «Regional Perspectives on Dollarization in Canada». *Colloque "Towards Regional Currency Areas"*. Chili, Mars 2002.
- Belaisch, A., 2003, «Exchange Rate Pass-Through in Brazil», Working Paper no. WP/03/141. IMF, Washington, D.C.
- Benabdallah, M. et Drine, I., 1999, «Taux de change réel et fluctuations économiques : cas de la Tunisie». Papier présenté à la 3^{ème} rencontre euro- méditerranéenne, Nice.
- BenBouziane, M. et BenAmmar, A., 2004, «The Relationship Between Money and Prices in the Maghreb Countries: a Cointegration Analysis». Paper presented at the 11th Annual Conference of Economic Research Forum (ERF), Beirut, Lebanon, December 2004.
- Berg, A. et Borensztein, E., 2000, «The Pros and Cons of Full Dollarization», Working Paper no. WP/00/50. IMF, Washington, D.C.
- Bergin, P.R. et Feenstra, R.C., 2007, «Pass-Through of Exchange Rates and Competition Between Floaters and Fixers». NBER Working Paper no. 13620, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Bernanke, B. et Mihov, I., 1995, «Measuring Monetary Policy». NBER Working Paper no. 5145, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Berument, H. et Ceylan, N.B., 2004, «The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of the Selected MENA Countries». Paper presented at the 12th Annual Conference of Economic Research Forum (ERF), Cairo, Egypt, December 2005.
- Bevilaqua, A., Catena, M. et Talvi, 2001, «Integration, Interdependence, and Regional Goods: An Application to Mercosur», *Journal of Development Economics*, no. 43, p. 25-165.
- Bhattacharya, R., 2003, «Exchange Rate Regime Considerations for Jordan and Lebanon», Working Paper no. WP/03/137. IMF, Washington, D.C.
- Billmeier, A. et Bonato, L., 2004, «Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in Croatia». *Journal of Comparative Economics*, vol. 32(3), p. 426-444.
- Black, R., Macklem, T. et Rose, D., 1997, «Des règles de politique monétaire permettant d'assurer la stabilité des prix», *Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et monétaire*. Colloque à la Banque du Canada, mai 1997.
- Blanchard, O. J. et Quah, D., 1989, «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», *American Economic Review*, vol. 79, no. 4, p. 655-673.
- Blinder, A., 1999, «Eight Steps to a New Financial Order», *Foreign Affairs*, Vol. 78, no. 5, Septembre-Octobre.

- Blot, C., 2005, «Sensibilité du taux de change aux chocs monétaires et budgétaires. Une analyse en termes de VAR des fluctuations euro/dollar». *Revue de l'OFCE*, Presse de Sc.po, no.93 2005/2, p.287-315.
- Bordes, C. et Clerc, L., 2004, «Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique». Notes d'études et de recherche, NER no.109, Banque de France.
- Bordo, M. et Shwartz, A.J., 1995, «Monetary Policy Regimes and Economic Performance: The Historical Record», in *Handbook of Macroeconomics*, Vol.1a, ed. By John Taylor and Michael Woodford.
- Borensztein, E. et De Gregorio, J., 1999, «Devaluation and Inflation after Currency Crises», Universidad de Chile, Février.
- Boughrara, A., 2001, « Money Demand in Tunisia During and After the Reform Period». *Savings and Development*, Vol.XXV, p.117-137.
- Boughrara, A., 2002 a, «The Monetary Policy of the Central Bank of Tunisia: an Assessment». Paper presented at the 9th Annual Conference of Economic Research Forum (ERF), Al-Sharja, United Arab Emirates, Octobre 2002.
- Boughrara, A., 2002 b, «Thoughts the Monetary Policy: Case of Tunisia ». Mimeo, FIMOD, Université du Centre, Tunisie.
- Boughrara, A., 2003, «What Do We Know About Monetary Policy and Transmission Mechanism in Morocco and Tunisia?». Paper presented at the 10th Annual Conference of Economic Research Forum (ERF), Marrakech, Morocco, December 2003.
- Boughrara, A., 2007, «Can Tunisia Move to Inflation Targeting?». *The Developing Economies*, vol. XLV-1, p.27-62.
- Boughrara, A. et Smida, M., 2002, «La politique monétaire en Tunisie : les mots et des faits», miméo, FIMOD, Université du Centre, Tunisie.
- Bourdonnais, R., 2003, *Econométrie*, Ed. Dunod.
- Bubula, A. et Ötoker-Robe, I., 2002, «The Evolution of Exchange Rate Regimes Since 1990: Evidence from De Facto Policies», Working Paper no.WP/02/155. IMF, Washington, D.C.
- Caballero, R.J et Krishnamurthy, A., 2005, «Inflation Targeting and Sudden Stops», in Bernanke, B. et Woodford, M.: *The Inflation Targeting Debate*, NBER Studies in Business Cycles, vol.32. Chicago and London: University of Chicago Press.
- Calvo, G. et Reinhart, C., 2000, «Fear of Floating», NBER Working Paper no.7993, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Calvo, G. et Mishkin, F., 2003, «The Mirage of Exchange Rate Regimes for Emerging Market Countries», NBER Working Paper no.9808, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Cameron, N., 1997, «*Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et monétaire*». Colloque à la Banque du Canada, mai 1997.

Campa, J.M. et Goldberg, L.S., 2005, «Exchange Rate Pass-through into Import Prices». *Review of Economics and Statistics*, no.87, p.679-690.

Campa, J.M. et Goldberg, L.S., 2006 a, «Distribution Margins, Imported Inputs and the Sensitivity of CPI to the Exchange Rates». NBER Working Paper no.12121, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Campa, J.M. et Goldberg, L.S., 2006 b, «Pass-through of Exchange Rates to Consumption Prices: What has changed and why?». NBER Working Paper no.12547, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Choudhri, E.U. et Hakura, D., 2001, «Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?», Working Paper no.WP/01/194. IMF, Washington, D.C.

Choudhri, E.U., Faruquee, H. et Hakura, D.S., 2002, «Explaining the Exchange Rate Pass-Through in Different Prices», Working Paper no.WP/02/224. IMF, Washington, D.C.

Christiano, J.L., Eichenbaum, M. et Evans, C.L., 1994, «The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds». NBER Working Paper no.4699, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Christiano, J.L., Eichenbaum, M. et Evans, C.L., 1998, «Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?». NBER Working Paper no.6400, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Clarida, R. et Gali, J., 1994, « Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? », *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, Decembre 1994, Volume 41, 1-56.

Clarida, R., Gali, J. et Gertler, M., 1998, «Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence», *European Economic Review*, Vol.42, p.1033-67.

Clarida, R. et Gertler, M., 1997, «How the Bundesbank Conducts Monetary Policy », in *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Romer, C.D. et Romer, D.H., Chicago: University of Chicago Press, p.363-406.

Clarida, R. et Prendergast, J., 1999, «Fiscal Stance and the Real Exchange Rate: Some Empirical Estimates». NBER Working Paper no.7077, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Commission de Boskin, 1996, «Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living».

Commission européenne, 2003, «Examen de la situation économique des partenaires méditerranéens de l'UE», occasional paper no.2.

Couchrane, J.H., 1995, «Identifying the Output Effects of Monetary Policy», NBER Working Paper no.5154. National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Coudert, V., 1999, «Comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergents?», *Économie Internationale, La Revue du CEPII*, no. 77, 1^{er} trimestre 1999

Cushman, D.O. et Zha, T., 1997, «Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates », *Journal of Monetary Economics*, Vol.39, no.3, p.433-448.

Darrat, A.F., 1986, «Money, Inflation and Causality in the North African Countries: an Empirical Investigation», *Journal of Macroeconomics*, Vol.8. p.87-103.

Detragiache, E., Mody, A. et Okada, E., 2005, «Exits from Heavily Managed Exchange Rate Regimes». Working Paper no.WP/05/39. IMF, Washington, D.C.

Devreux, M.B. et Yetman, J., 2002, «Etablissement des prix et transmission des variations du taux de change : théorie et vérification empirique». Colloque à la Banque du Canada, novembre 2002. *Ajustement des prix et politique monétaire*.

Dieter, H., 2000, «Monetary Regionalism: Regional Integration without Financial Crises», Working Paper no.52/00. Center for Study of Globalization and Regionalization, University of Warwick, UK.

Djoudad, R., Gauthier, C. et St-Amant, P., 2000, «Chocs affectant le Canada et les États-Unis et contribution du taux de change flottant à l'ajustement macroéconomique». Colloque à la Banque du Canada, novembre 2000. *Les taux de change flottants : une nouvelle analyse*.

Domaç, I. et Shabsigh, G., 1999, «Real Exchange Rate Behavior and Economic Growth: Evidence from Egypt, Jordan, Morocco and Tunisia», Working Paper no.WP/99/40. IMF, Washington, D.C.

Dornbusch, R., 1976, «Expectation and Exchange Rate Dynamics». *Journal of Political Economy*, no.84, p.1161-1176.

Dornbusch, R., 1988, *Open Economy Macroeconomics*, 2^{ème} édition, New York.

Dropsy, V. et Grand, N., 2004, «Exchange Rate and Inflation Targeting in Morocco and Tunisia». Mimeo.

Duma, N., 2008, «Pass-Through of External Shocks to Inflation in Sri Lanka», Working Paper no.WP/08/78. IMF, Washington, D.C.

Edwards, S., 1989, «Real Exchange Rate in the Developing Countries. Concepts and Measurement». NBER Working Paper no.2950, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Edwards, S., 2006, «The Relationship Between exchange Rates and Inflation Targeting Revisited». NBER Working Paper no.12163, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Edwards, S., 2007, «Capital Controls, Capital Flows Contractions, and Macroeconomic Vulnerability». NBER Working Paper no.12852, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Edwards, S. et Levy-Yeyati, E., 2005, «Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers», *European Economic Journal*, no.49(8), p.2079-2105.

Eichenbaum, M. et Evan, C., 1995, «Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates». *Quarterly Journal of Economics*, Vol.110, p.975-1010.

Eichengreen, B., 1993, «European Monetary Unification», *Journal of Economic Literature*, no.31, p.1321-1357.

Eichengreen, B., 1998, «Does Mercosur Need a Single Currency?». Paper no.C98/103. Center for International and Development Economics Research, Institute of Business and Economic Research, University of California, Berkeley.

Eichengreen, B. et Masson, P., 1998, «Exit Strategies: Policy Options for Countries Seeking Greater Exchange Rate Flexibility», Occasional Paper no.98/168. IMF, Washington, D.C.

Elbadawi, I.A., 1994, «Estimating Long-run Equilibrium Real Exchange Rate», In: J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington D.C.

Elbadawi, I.A., 1997, «Real Exchange Rate Policy and Export Performance in Three Arab Countries», paper presented at the ERF Fourth Annual Conference on “Regional Trade, Finance and Labor Markets in Transition». Beirut, September.

El-Refaie, F., 2001, «The Coordination of Monetary and Fiscal Policies in Egypt», Working Paper no.54, Egyptian Center for Economic Studies, Cairo, Egypt.

El-Sakka, M.I.T. et Ghali, K.H., 2005, «The Sources of Inflation in Egypt: A Multivariate Co-integration Analysis», *Review of Middle East Economics and Finance*, Vol.3, Issue.3, article 6.

Engle, R. et Granger, C., 1987, «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, no.55, p.251-276.

Fanizza, D., Laframboise, N., Martin, E., Sab, R. et Karpowicz, I., 2002, «Tunisia's Experience with Real Exchange Rate Targeting and the Transition to a Flexible Exchange Rate Regime». Working Paper no.WP/02/190. IMF, Washington, D.C.

Fanizza, D. et Söderling, L., 2006, «Fiscal Determinants of Inflation: A Primer for the Middle East and North Africa ». Working Paper no.WP/02/216. IMF, Washington, D.C.

Faust, J. et Rogers, J.H., 2003, «Monetary Policy's Role in Exchange Rate Behavior», *Journal of Monetary Economics*, no.50, p.1403-1424.

Fisher, S., 2001, «Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?». Lecture on Economics in Government delivered at the Meetings of the American Economics Association and the Society of Government Economists, New Orleans.

FEMISE, 2004, Profil pays Maroc.

FEMISE, 2005 a, Profil pays Tunisie.

FEMISE, 2005 b, Jordan Country Profile, The Road Ahead for Jordan.

Fleming, M., 1962, «Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates». *International Monetary Staff Papers*, no.9, p.369-380.

Fonds Monétaire International, 1999, «Exchange Rate Arrangements and Currency Convertibility», Developments and Issues, World Economic and Financial Surveys. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2004 a, «Tunisia: 2004 Article IV Consultation-Staff Report, Public Information Notice on the Executive Board Discussion, and Statement by the Executive Director for Tunisia». IMF Country Report no.04/359. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2004 b, «IMF Concludes 2004 Article IV Consultation with Tunisia». IMF Public Information Notice no.04/123. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2004 c, «Conclusions préliminaires de la mission de consultation au titre de l'article iv pour, l'année 2004». FMI, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2004 d, «Classification of Exchange Rate Arrangements and Monetary Policy Frameworks». FMI, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2004 e, *World Economic Outlook*, FMI, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2005 a, «De Facto Classification of Exchange Rate Regimes and Monetary Policy Framework». 31 Décembre 2005, FMI, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2005 b, «Arab Republic of Egypt: 2005 Article IV Consultation-Staff Report, Public Information Notice on the Executive Board

Discussion, and Statement by the Executive Director for the Arab Republic of Egypt». IMF Country Report no.05/177. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2005 c, «Jordan Post-Program Monitoring Discussions-Staff Report; and Public Information Notice on the Effective Board Consideration». IMF Country Report no.05/100. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2005 d, «Arab Republic of Egypt, Selected Issues». IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2006 a, «Tunisie - Conclusions préliminaires de la mission de consultation au titre de l'article iv pour l'année 2005». FMI, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2006 b, «Inflation Targeting and the IMF». FMI, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2006 c, «Tunisia: 2006 Article IV Consultation-Staff Report, Staff Statement, Public Information Notice on the Executive Board Discussion, and Statement by the Executive Director for Tunisia». IMF Country Report no.06/207. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2006 d, «De Facto Classification of Exchange Rate Regimes and Monetary Policy Framework». 31 Juillet 2006, FMI, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2006 e, «Tunisia: Financial System Stability Assessment Update ». IMF Country Report no.06/448. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2006 f, «Maroc - Conclusions préliminaires de la mission de consultation au titre de l'article iv des statuts du Fonds Monétaire International». IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2006 g, «Arab Republic of Egypt: 2006 Article IV Consultation-Staff Report, Staff Statement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion, and Statement by the Executive Director for the Arab Republic of Egypt». IMF Country Report no.06/253. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2007 a, «IMF Executive Board Concludes 2006 Article Conclusions IV Consultation and Fourth Post-Program Monitoring Discussions with Jordan». Public Information Notice no.07/38. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2007 b, *World Economic and Financial Surveys, Regional Economic Outlook, Middle East and Central Asia*, Mai 2007. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2007 c, «Jordan: 2006 Article IV Consultation and Fourth Post-Program Monitoring Discussions-Staff Report; and Public Information Notice on the Executive Board Discussion». IMF Country Report no.07/128. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2007 d, «Tunisia: 2007 Article IV Consultation-Staff Report; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Tunisia». IMF Country Report no.07/302. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2007 e, «Inflation Targeting in Emerging Market Economies». Paper presented at the High-Level Regional Seminar on Inflation Targeting Hosted by International Monetary Fund and Bank al Maghrib, Rabat, Morocco, 7 April 2007.

Fonds Monétaire International, 2007 f, «Tunisia: Selected Issues». IMF Country Report no.07/319. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2007 g, «Morocco: 2007 Article IV Consultation-Staff Report; Staff Statement, Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Morocco». IMF Country Report no.07/323. IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2007 h, «Monetary Policy Framework, De Facto Exchange Rate Arrangements and Anchors of Monetary Policy». 30 Avril 2007, IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2007 i, «Review of Exchange Arrangements, Restrictions and Controls». IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2008 a, «Tunisia-Preliminary Conclusions of the Staff Visit». IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2008 b, «Tunisie-Conclusions préliminaires de la mission de consultation intérimaire». IMF, Washington, D.C.

Fonds Monétaire International, 2008 c, «Regional Economic Outlook, Middle East and Central Asia». World Economic and Financial Surveys, may 08. IMF, Washington, D.C.

Friedman, M., 1990, «The Lag in Effect on Monetary Policy». In: *Milton Friedman: Critical Assessments*, publié sous la direction de J.C. Woods et R. N. Woods, New York, Routledge, p.40-65.

Friedman, M. et Schwartz, A.J., 1963, «The Definition of Money: Net Wealth and Neutrality as Criteria », *Journal of Money Credit and Banking*, vol.1, p.1-14.

Gali, J. et Monacelli, T., 2005, « Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy». *Review of Economic Studies*, vol.72(3), p.707-734.

Garcia, S. et Verdelhan, A., 2001, «Le Policy-Mix de la zone euro : une évaluation de l'impact des chocs monétaires et budgétaires». *Économie et Prévisions*, no.148, p.23-40.

- Garatti, A., 2003, «Implications des chocs communs et spécifiques pour le fédéralisme budgétaire européen». *Économie Internationale*, no.93, p.89-116.
- Georgoutsos, D., Kouretas, G. et Tserkezos, D.E., 1998, «Temporal Aggregation in Structural VAR Models», *Applied Stochastic Models and Data Analysis*, no.14, p.19-34.
- Gerlach, S. et Gerlach-Kristen, P., 2006, «Monetary Policy Regimes and Macroeconomic Outcomes: Hong Kong and Singapore», BIS Working Paper no.204.
- Giannini, C., 1992, «Topics in Structural VAR Econometrics». Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems. Springer-Verlag, Heidelberg.
- Giannini, C., Lanzarotti, A. et Seghelini, M., 1995, «A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations: The Case of Italy». *European Journal of Political Economy*, vol.11, p.131-155.
- Goldfajn, I. et Werlang, S., 2000, «The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study». Department of Economics PUC-Rio, Brazil.
- Goodfriend, M. et Prasad, E., «A Framework for Independent Monetary Policy in China». Working Paper no.WP/06/111. IMF, Washington, D.C.
- Goux, J.F., 2003, «Conditions monétaires et activité économique dans la zone euro». Document de travail no.03-06, Groupe d'Analyse et de Théorie Économique, CNRS.
- Goux, J.F. et Cordahi, C., 2007, «The International Transmission of Monetary Shocks in a Dollarized Economy : the Case of USA and Lebanon». Document de travail no.07-15, Groupe d'Analyse et de Théorie Économique, CNRS.
- Granger, C.W.J., 1986, «Developments of the Study in Cointegrated Variables», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, p.213-28.
- Grilli, V. et Roubini, N., 1995, «Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries». Working Paper, Yale University.
- Hakura, D.S., 2005, «Are Emerging Market Countries Learning to Float?». Working Paper no.WP/05/98. IMF, Washington, D.C.
- Hall, R.E. et Mankiw, N.G., 1994, «Nominal Income Targeting». In: *Monetary Policy*, publié sous la direction de N.G. Mankiw, Chicago, University of Chicago Press, p.71-94.
- Hassan, M., 2003, «Can Monetary Policy Play an Effective Role in Egypt?». Working Paper no.84. Egyptian Center for Economic Studies (ECES).
- Herman, K., 2008, «Is Central Bank Intervention Effective Under Inflation Targeting Regimes? The Case of Colombia». Working Paper no.WP/08/88. IMF, Washington, D.C.

Ito, T. et Sato, K., 2006, «Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-Through». NBER Working Paper no.12395, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Jbili, A. et Kramarenko, V., 2003, «Taux fixe ou flottant pour les monnaies du MOAN?», *Finances et Développement*, Mars 2003, Vol.40, no.1, FMI, Washington, D.C.

Jones, J.D., 1989, «A Comparison of Lag Length Selection Techniques in Tests of Granger Causality Between Money Growth and Inflation», *Applied Economics*, Vol.21, p.809-22.

Kamar, B., 2004, «De Facto Exchange Rate Policies in the MENA Region: Toward Deeper Cooperation». Paper presented at the 11th Annual Conference of Economic Research Forum (ERF), Beirut, Lebanon, December 2004.

Kamar, B. et Bakardzhieva, D., 2003, «Economic Trilemma and Exchange Rate Management in Egypt». Paper presented at the 10th Annual Conference of Economic Research Forum (ERF) for Arabic Countries, Iran and Turkey. Marrakech, Morocco, December 2003.

Kandil, M., 2000, «Macroeconomic Shocks and Dynamics in the Arab World». Paper presented at the 7th Annual Conference of Economic Research Forum (ERF), “Trends and Prospects for Growth and Human development”, Amman, Jordan, October 2000.

Kandil, M. et Mirzaie, I.A., 2003, «Comparative Analysis of Exchange Rate Fluctuations on Output and Price: Evidence from Middle Eastern countries». Paper presented at the 10th Annual Conference of Economic Research Forum (ERF), Marrakech, Morocco, December 2003.

Kenen, P.B., 1969, «The Theory of Optimal Currency Areas: An Eclectic View». In Robert Mundell and Alexander Swoboda, eds., *Monetary Problems of the International Economy*, p. 41-60, Chicago: University of Chicago Press.

Kia, A., 2004, «Deficits, Debt Financing, Monetary Policy and Inflation in Developing Countries: Internal or External Shocks?». Department of Economics, Carleton University, Ottawa, Canada.

Kim, S. et Roubini, N., 2000, «Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach». *Journal of Monetary Economics*, no.45, p.561-586.

Krugman, P. et Obstfeld, M., 2003, *International Economics: Theory and policy*. Sixth International Edition. Boston: Person Education/Addison Wesley.

Lahiri, A., Singh, R. et Vegh, C.A., 2006, «Optimal Exchange Rate Regimes: Turning Mundell-Fleming’s Dictum on his Head». NBER Working Paper no.12684, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Leiderman, L., Maino, R. et Parrado, E., 2006, «Inflation Targeting in Dollarized Economies». Working Paper no.WP/06/157. IMF, Washington, D.C.

Levy-Yeyati, E. et Sturzenegger, F., 1999, «Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words». Paper presented at the Business School Seminar at the Universidad Tolevato Di Tella, Buenos Aires, and the LACEA Conference in Santiago, Chile.

Loungani, P.N. et Swagel, P.L., 2001, «Sources of inflation in Developing Countries». Working Paper no.WP/01/198. IMF, Washington, D.C.

Marouani, A., Berthomieu, C., Gasperini, E., Lioui, A., Mouley, S., Oulhaj, L., Ozkale, L., Safa, M. et Silber, J., 2000, «Le rôle des marchés monétaires et financiers dans le cadre de la zone Euro (analyse comparative du Maroc, de la Tunisie, de la Turquie et d'Israël)». Projet de recherche du FEMISE no.FEM99-01-09. Institut de la Méditerranée.

Marazzi, M., Sheets, N., Vigfusson, R.J, Faust, J., Gagnon, J.E., Marquez, J., Martin, R.F., Reeve, T.A., Rogers, J.H., 2005, «Exchange Rate Pass-Through to U.S. Import Prices: Some New Evidence». Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance, Discussion Paper no.833.

McCallum, B.T., 1997, «Issues in the Design of Monetary Policy Rules», NBER Working Paper no.6016, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

McKinnon, R.I., 1963, «Optimum Currency Areas», *American Economic Review*, no. 53, p. 717-725.

McKinnon, R.I., 2000, «After the Crisis, the East Asian Dollar Standard Resurrected: An Interpretation of High-Frequency Exchange-Rate Pegging», Paper presented to a conference of the ASEAN Economic Association in Singapore, Septembre.

Mishkin, F.S., 2000 a, «From Monetary Targeting to Inflation Targeting: Lessons from the Industrialized Countries». Paper presented in the conference of The Bank of Mexico, *Stabilization and Monetary Policy: The International Experience*. Mexico City, November 2000.

Mishkin, F.S., 2000 b, «Inflation Targeting for Emerging Market Economies». *American Economic Review*, Vol.90, p.105-109.

Mishkin, F.S., 2004, «Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries?». Paper presented in a conference in honor of Guillermo Calvo, April 2004, IMF, Washington.

Mishkin, F. et Savastano, M., 2001, «Monetary Policy Strategies for Latin America», *Journal of Development Economics*, Vol.66, p.415-444.

Montiel, P. et Ostry, J., 1991, «Macroeconomic Implications of Real Exchange Rate Targeting in Developing Countries». Staff Paper Vol.39, Mars, p.872-900. IMF, Washington, D.C.

Moursi, T.A., Mossallamy, M.E. et Zakareya, E., 2007, «Effect of Some Recent Changes in Egyptian Monetary Policy: Measurement and Evaluation». ECES Working Paper no.122. Egyptian Center for Economic Studies, Cairo.

Mundell, R., 1961, « A Theory of Optimal Currency Areas», *American Economic Review*, no.51, p.657-665.

Mundell, R., 1963, « Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates », *Canadian Journal of Economics and Political Science*, no. 29, p.475-485.

Mundell, R., 2000, «Global Money, Currency Areas and Economic Development», no.05-2000. Colombia University.

Moussa, H., 2001, « Politique optimale de change pour la Tunisie », *L'actualité économique, Revue d'analyse économique*, vol.77, no.1, mars 2001, p.113-132.

Mussa, M., Masson, P., Swoboda, A., Jardesic, E., Mauro, P. et Berg, A., 2000, «Exchange Rate Regimes in an Increasingly Integrated World Economy». Occasional Paper no.193. IMF, Washington, D.C.

Neaime, S., 2003, «Exchange Rates, Trade and FDI Flows and The Euro-Mediterranean Partnership». Papier présenté à la Conférence du Forum Euro- Méditerranéen des Instituts Économiques (FEMISE), Marseille, Décembre 2003.

Neaime, S., 2007, «Monetary Policy Transmission and Targeting Mechanisms in the MENA Region». Economic Research Forum (ERF), 14^{ème} Conférence, 28-30 Décembre 2007, Le Caire, Égypte.

Obstfeld, M., 1997, «Europe's Gamble», *Brooking Papers on Economic Activity*, no.2, p.241-317.

Obstfeld, M. et Rogoff, K., 1995, «Exchange Rate Dynamics Redux », *Journal of Political Economy*, Vol.103, no.3, p.624-660.

Obstfeld, M., Shamgaugh, J.C. et Taylor, A., 2003, «The Trilemma in History: Tradeoffs among Exchange Rates, Monetary Policies and Capital Mobility». Paper presented at the conference on *The Political Economy of Globalization: Can the Past Inform the Present*, Trinity College, Dublin.

Oulmane, N. et Ripoll-Bresson, L., 2003, «Intégration commerciale et monétaire au Sud de la Méditerranée : Une utopie?». Document de travail, LAMETA.

Panizza, H., Stein, E. et Talvi, E., 2003, «Assessing Dollarization : An Application to Central American and Caribbean Countries». In Levy-Yeyati, E. et Sturzenegger, F., eds., *Dollarization*, Cambridge and London MIT Press.

Peersman, G. et Smets, F., 2001, «The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis». Working paper series, ECB no.91.

Poddar, T., Sab, R. et Khachatryan, H., 2006, «The Monetary Transmission Mechanism in Jordan». Working Paper no.WP/06/48. IMF, Washington, D.C.

Prasad, E., Rumbaugh, T. et Wang, Q., 2005, «Putting the Cart Before the Horse? Capital Account Liberalization and Exchange Rate Flexibility in China», IMF Policy Discussion Paper no.05/01. IMF, Washington, D.C.

Rana, P.B. et Dowling, J.M., 1985, «Inflationary Effects of Small but Continuous Changes in Effective Exchange Rates: Nine Asian LDCs», *The Review of Economics and Statistics*, August, p. 496-500.

Reinhart, C., 2000, «Mirage of Floating Exchange Rates», *The American Economic Review*, Vol.90, no.2, p.65-70.

Reinhart, C. et Rogoff, K., 2004, «The Modern History of Exchange Rate Arrangement: A Reinterpretation», *Quarterly Journal of Economics*, Vol.119, no.1, p.1-48.

Roger, S. et Stone, M., 2005, «On Target? The International Experience with Achieving Inflation Targets », Working Paper no.WP/05/163. IMF, Washington, D.C.

Samuelson, P.A., 1964, «Theoretical Notes on Trade Problems», *Review of Economics and Statistics*, Vol.46, p.145-54.

Sekine, T., 2006, «Time-Varying Exchange Rate Pass-Through: Experiences of Some Industrial Countries», BIS Working Paper no.202.

Siklos, P.L., 2002, *The Changing Face of Central Banking: Evolutionary Trends Since World War II*. Cambridge University Press, Cambridge.

Sims, C.A., 1980, «Macroeconomics and Reality». *Econometrica*, Vol.48 (January), p.1-48.

Sims, C.A., 1992, «Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy», *European Economic Review*, no.36, p.975-1011.

Sims, C.A. et Zha, T., 1998, «Does Monetary Policy Generate Recession? », Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper no.98-12.

Stiglitz, J.E., 2002, *Globalisation and Discontents*. W.W. Norton, New York.

Stone, M.R. et Bhundia, A.J., 2004, «A New Taxonomy of Monetary Regimes», Working Paper no.WP/04/191. IMF, Washington, D.C.

Summers, L., 1991, «How Should Long-Term Monetary Policy Be Determined?», *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.23, août , p.625-631.

Svensson, L.E.O., 1997, «Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets», *European Economic Review*, Vol.41, p.1111-1146.

- Svensson, L.E.O., 2000, «Does the P* Model Provide Any Rationale for Monetary Targeting?», *German Economic Review* 1, p.69-81.
- Svensson, L.E.O., 2002, «Inflation Targeting: Should It Be Modeled as an Instrument Rule or a Targeting Rule?», *European Economic Review*, Vol.46, p.771-780.
- Teiletche, J., 2001, «Le taux de change euro/dollar : une perspective de longue rone», Document de travail du CDC no.2001-20 /FI, décembre.
- Taylor, J.B., 1993, «Discretion Versus Policy Rules in Practice», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.39, p.195-214.
- Taylor, J., 1995, «The Monetary Transmission Mechanism: an Empirical Framework», *Journal of Economic Perspective*, 9, p.11-26.
- Taylor, J., 2000, «Low Inflation Pass-Through, and the Pricing Power of Firms», *European Economic Review*, vol.44, no.7, p.1389-1408.
- Taylor, J., 2001, «The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules», *American Economic Review*, 91(2), p.263-267.
- Taylor, J., 2002, «The Monetary Transmission Mechanism and the Evaluation of Monetary Policy Rules», in Loayza, N. et Schmidt-Hebbel, K. (eds): *Monetary Policy : Rules and Transmission Mechanisms*, Series on Central Banking, Analysis, and Economic Policies, vol.4, Central Bank of Chile.
- Williamson, J., 1985, «The Exchange Rate System». Policy Analysis in International Economics 5, Institute for International Economics, Washington.
- Williamson, J., 2000, «Designing a Middle Way Between Fixed and Flexible Exchange Rates». Working Paper no.49, Egyptian Center for Economic Studies, Cairo, Egypt.
- Williamson, J., 2001, «The Case for a Basket, Band and Crawl (BBC) Regime for East Asia». In Reserve Bank of Australia 2001 Annual Conference Volume on “Future Directions for Monetary Policies in East Asia”.
- Ziky M. et Mansouri, B., 2003, «The Role of Openness in Transmitting External Shocks Affecting the Moroccan Economy: Analytical and Empirical Approaches». Paper presented at the 10th Annual Conference of Economic Research Forum (ERF), Marrakech, Morocco, December 2003.

Annexes

Annexe 1. Arrangements *de facto* des régimes de change et ancrages de la politique monétaire des pays d'Agadir au 31 Décembre 2004

Politique monétaire Régime de change	Ancrage du taux de change	Ancrage d'un agrégat monétaire
Rattachement fixe conventionnel par rapport à une seule devise	Jordanie	
Rattachement fixe conventionnel par rapport à un panier monétaire	Maroc	
Rattachement à parité glissante	Tunisie	Tunisie
Flottement géré sans trajectoire prédéterminée de taux de change		Égypte

Source: Classification of Exchange Rate Arrangements and Monetary Policy Frameworks, FMI, Décembre 2004.

Annexe 2. Arrangements *de facto* des régimes de change et ancrages de la politique monétaire des pays d'Agadir au 31 Décembre 2005

Politique monétaire	Ancrage du taux de change	Ancrage d'un agrégat monétaire
Régime de change		
Rattachement fixe conventionnel par rapport à une seule devise	Jordanie	
Rattachement fixe conventionnel par rapport à un panier monétaire	Maroc	
Flottement géré sans trajectoire prédéterminée de taux de change		Égypte, Tunisie

Source: De Facto Classification of Exchange Rate Regimes and Monetary Policy Framework, FMI, Décembre 2005.

Annexe 3. Arrangements *de facto* des régimes de change et ancrages de la politique monétaire des pays d'Agadir au 30 Avril 2007

Politique monétaire	Ancrage du taux de change	Ancrage d'un agrégat monétaire
Régime de change		
Rattachement fixe conventionnel par rapport à une seule devise	Jordanie, Égypte	
Rattachement fixe conventionnel par rapport à un panier monétaire	Maroc	
Flottement géré sans trajectoire prédéterminée de taux de change		Tunisie

Source: Monetary Policy Framework, De Facto Exchange Rate Arrangements and Anchors of Monetary Policy, FMI, Avril 2007.

Annexe 4. Matrices des corrélations

Matrice des corrélations des variables du modèle tunisien

	Taux de change nominal TND/USD	M2	IPC	Taux de change effectif réel
Taux de change nominal 1TND/USD	1	-0.8656	-0.9133	0.5834
Cible monétaire M2	-0.8656	1	0.9319	-0.6859
Base monétaire	-0.8555	0.9857	0.9453	-0.6714
TMM	0.8581	-0.8646	-0.8558	0.4627

Matrice des corrélations des variables du modèle jordanien

	Taux de change réel	M2	Base monétaire	TMM	IPC
Taux de change effectif nominal	0.9853	-0.5194	-0.7389	-0.1015	-0.8073
Agrégat monétaire M2	-0.4844	1	0.8538	-0.6332	0.8659
Base monétaire	-0.6735	0.8538	1	-0.2732	0.9301

Annexe 5. Test de causalité de Granger des variables de la Tunisie

Période de l'étude : 1986:01 - 2006:12			
	Obs	F-Statistic	Probabilité
LREERTUN does not Granger Cause LRPIBTUN	246	1.03658	0.38899
LRPIBTUN does not Granger Cause LREERTUN		1.76995	0.13560
LCPITUN does not Granger Cause LRPIBTUN	246	3.11746	0.01590
LRPIBTUN does not Granger Cause LCPITUN		0.96941	0.42495
LM2TUN does not Granger Cause LRPIBTUN	229	7.04239	2.4E-05
LRPIBTUN does not Granger Cause LM2TUN		9.76582	2.7E-07
LNERTUN does not Granger Cause LRPIBTUN	246	1.68628	0.15386
LRPIBTUN does not Granger Cause LNERTUN		0.32729	0.85950
TMMTUN does not Granger Cause LRPIBTUN	246	3.25627	0.01266
LRPIBTUN does not Granger Cause TMMTUN		0.63032	0.64132
LBASETUN does not Granger Cause LRPIBTUN	241	3.38607	0.01025
LRPIBTUN does not Granger Cause LBASETUN		2.95777	0.02069
LCPITUN does not Granger Cause LREERTUN	259	0.94245	0.43995
LREERTUN does not Granger Cause LCPITUN		1.04499	0.38453
LM2TUN does not Granger Cause LREERTUN	243	0.42917	0.78750
LREERTUN does not Granger Cause LM2TUN		0.47281	0.75567
LNERTUN does not Granger Cause LREERTUN	260	0.70821	0.58698
LREERTUN does not Granger Cause LNERTUN		0.66472	0.61704
TMMTUN does not Granger Cause LREERTUN	260	1.30740	0.26773
LREERTUN does not Granger Cause TMMTUN		0.37080	0.82935
LBASETUN does not Granger Cause LREERTUN	255	0.43995	0.77968
LREERTUN does not Granger Cause LBASETUN		0.51921	0.72169
LM2TUN does not Granger Cause LCPITUN	242	1.99901	0.09548
LCPITUN does not Granger Cause LM2TUN		1.37330	0.24392
LNERTUN does not Granger Cause LCPITUN	259	0.06875	0.99131
LCPITUN does not Granger Cause LNERTUN		2.51799	0.04191
TMMTUN does not Granger Cause LCPITUN	259	0.64993	0.62742
LCPITUN does not Granger Cause TMMTUN		1.39392	0.23655
LBASETUN does not Granger Cause LCPITUN	254	2.47522	0.04494
LCPITUN does not Granger Cause LBASETUN		2.82868	0.02540
LNERTUN does not Granger Cause LM2TUN	243	1.62617	0.16840
LM2TUN does not Granger Cause LNERTUN		2.31973	0.05773
TMMTUN does not Granger Cause LM2TUN	243	6.86659	3.0E-05
LM2TUN does not Granger Cause TMMTUN		0.86412	0.48616
LBASETUN does not Granger Cause LM2TUN	243	0.29843	0.87879
LM2TUN does not Granger Cause LBASETUN		4.01791	0.00359
TMMTUN does not Granger Cause LNERTUN	260	2.49180	0.04370
LNERTUN does not Granger Cause TMMTUN		0.37609	0.82561
LBASETUN does not Granger Cause LNERTUN	255	2.37930	0.05237
LNERTUN does not Granger Cause LBASETUN		1.51441	0.19852
LBASETUN does not Granger Cause TMMTUN	255	2.33743	0.05598
TMMTUN does not Granger Cause LBASETUN		0.95513	0.43282

Annexe 6. Test de causalité de Granger des variables de la Jordanie

Période de l'étude : 1986:01 – 2006:12			
	Obs	F-Statistic	Probabilité
LRERJOR does not Granger Cause LRPIBJOR	246	5.32777	0.00040
LRPIBJOR does not Granger Cause LRERJOR		1.88058	0.11454
LCPIJOR does not Granger Cause LRPIBJOR	246	3.03993	0.01805
LRPIBJOR does not Granger Cause LCPIJOR		2.36853	0.05339
LM2JOR does not Granger Cause LRPIBJOR	246	0.62095	0.64800
LRPIBJOR does not Granger Cause LM2JOR		3.57796	0.00744
LNEERJOR does not Granger Cause LRPIBJOR	246	5.85585	0.00016
LRPIBJOR does not Granger Cause LNEERJOR		1.24102	0.29419
TMMJOR does not Granger Cause LRPIBJOR	246	2.05331	0.08770
LRPIBJOR does not Granger Cause TMMJOR		0.36801	0.83129
LBASEJOR does not Granger Cause LRPIBJOR	246	2.09273	0.08247
LRPIBJOR does not Granger Cause LBASEJOR		1.70029	0.15066
LCPIJOR does not Granger Cause LRERJOR	259	1.98509	0.09731
LRERJOR does not Granger Cause LCPIJOR		20.4004	1.5E-14
LM2JOR does not Granger Cause LRERJOR	259	0.31258	0.86943
LRERJOR does not Granger Cause LM2JOR		2.37958	0.05230
LNEERJOR does not Granger Cause LRERJOR	259	1.01308	0.40118
LRERJOR does not Granger Cause LNEERJOR		1.33628	0.25696
TMMJOR does not Granger Cause LRERJOR	259	0.02026	0.99919
LRERJOR does not Granger Cause TMMJOR		0.61493	0.65227
LBASEJOR does not Granger Cause LRERJOR	259	0.16724	0.95489
LRERJOR does not Granger Cause LBASEJOR		0.79919	0.52668
LM2JOR does not Granger Cause LCPIJOR	259	2.36260	0.05373
LCPIJOR does not Granger Cause LM2JOR		4.14644	0.00286
LNEERJOR does not Granger Cause LCPIJOR	259	17.7579	7.6E-13
LCPIJOR does not Granger Cause LNEERJOR		2.49943	0.04318
TMMJOR does not Granger Cause LCPIJOR	259	0.42131	0.79321
LCPIJOR does not Granger Cause TMMJOR		1.42324	0.22673
LBASEJOR does not Granger Cause LCPIJOR	259	1.58200	0.17959
LCPIJOR does not Granger Cause LBASEJOR		1.93800	0.10466
LNEERJOR does not Granger Cause LM2JOR	260	1.83930	0.12180
LM2JOR does not Granger Cause LNEERJOR		0.04766	0.99571
TMMJOR does not Granger Cause LM2JOR	260	2.68929	0.03178
LM2JOR does not Granger Cause TMMJOR		1.43256	0.22367
LBASEJOR does not Granger Cause LM2JOR	260	2.44212	0.04732
LM2JOR does not Granger Cause LBASEJOR		1.77803	0.13374
TMMJOR does not Granger Cause LNEERJOR	260	0.20658	0.93462
LNEERJOR does not Granger Cause TMMJOR		0.04088	0.99681
LBASEJOR does not Granger Cause LNEERJOR	260	0.20322	0.93645
LNEERJOR does not Granger Cause LBASEJOR		0.61603	0.65148
LBASEJOR does not Granger Cause TMMJOR	260	0.65971	0.62055
TMMJOR does not Granger Cause LBASEJOR		1.29461	0.27263

Annexe 7. La modélisation SVAR (vecteur auto-régressif structurel)

Proposés par Sims (1980), les modèles VAR permettent de modéliser de façon relativement non contrainte le comportement dynamique d'un ensemble de variables macroéconomiques. Plus spécifiquement, on note

$$X_t = \mu + H_1 X_{t-1} + H_2 X_{t-2} + \dots + H_p X_{t-p} + u_t$$

L'équation de forme réduite peut se réécrire comme :

$$H(L) X_t = \mu + u_t$$

$$\text{Avec } H(L) = \sum_{i=0}^p H_i L^i \text{ et } H_0 = I$$

X_t est un vecteur de dimension $(n,1)$, u_t est un terme d'erreur vectoriel de dimension $(n,1)$ avec $E(u_t) = 0$ et $\text{var}(u_t) = \Sigma$ et les H_i sont de matrices de coefficients de dimension (n,n) . n est le nombre de variables du modèle et p est le retard. L'estimation du VAR standard ou de forme réduite aboutit aux valeurs estimées de la matrice H et de la matrice variance-covariance Σ .

Les modèles VAR correspondent à des formes réduites non contraintes où chacune des variables x_{it} dépend de ses propres retards mais aussi des retards de toutes les autres variables retenues²⁵⁸. Toutefois, une telle approche non contrainte ne se prête pas directement à l'interprétation économique. Cette limite apparaît directement lors de la dérivation de la représentation moyenne mobile du modèle VAR²⁵⁹. Ainsi, la forme VMA réduit s'écrit :

$$X_t = u_t + C_1 u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \dots$$

²⁵⁸ Dans la forme réduite du VAR, les variables ne sont pas déterminées par des variables contemporaines.

²⁵⁹ Sous condition de stationnarité du processus VAR.

Les matrices C_i ($n \times n$) sont obtenues de façon récursive à partir des matrices H_i précédentes. La représentation moyenne mobile ou plus spécifiquement les coefficients $C_{ij,l}$ donnent l'impact d'un choc u_j sur la variable x_i après l retard. L'approche de type forme réduite pose des problèmes d'identification dans la mesure où le choc u_t capte possiblement une combinaison linéaire de chocs économiques. Ceci limite grandement la portée de son interprétation économique. C'est pour cette raison que Sims (1980), Bernanke (1986), Sims (1986) et plus récemment Blanchard et Quah (1989) ont proposé des méthodes d'analyse dite structurelle qui permettent d'inférer à partir des estimés de forme réduite du modèle VAR les paramètres de la structure économique sous-jacente en imposant un certain nombre de restrictions d'identification. On résout ainsi le problème d'identification habituel dans le cadre d'une méthodologie assez robuste.

La représentation moyenne mobile structurelle du modèle est donnée par

$$X_t = C_0 \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} = C(L) \varepsilon_t \quad (1)$$

C_0 est une matrice de dimension ($n \times n$) qui représente la relation structurelle contemporaine entre les variables du système. Cette matrice traduit les effets à court terme des chocs structurels sur les variables du modèle. Comme ce modèle structurel n'est pas directement observable, l'estimation du modèle VAR permet d'obtenir la représentation moyenne mobile de forme réduite suivante :

$$X_t = u_t + R_1 u_{t-1} + R_2 u_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} R_i u_{t-i} = R(L) u_t \quad (2)$$

La comparaison des équations (1) et (2) nous donne la relation fondamentale suivante

$$u_t = C_0 \varepsilon_t, \text{ ou } \varepsilon_t = C_0^{-1} u_t \quad (3)$$

Cette relation montre clairement que le vecteur des innovations du VAR estimé de forme réduite u_t est une combinaison linéaire des innovations structurelles ε_t . ε_t représente le vecteur des chocs structurels. Ce sont des innovations normalisées et orthogonales avec $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$.

De plus, comme $\Sigma = E(u_t u_t')$, on peut déduire une relation entre la matrice C_0 et Σ qui est obtenu par l'estimation du VAR standard. Ainsi,

$$\Sigma = E(C_0 \varepsilon_t \varepsilon_t' C_0') = C_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_t') C_0' = C_0 I C_0' = C_0 C_0' \quad (4)$$

La matrice variance-covariance des innovations structurelles s'exprime en fonction de la matrice variance-covariance des innovations de forme réduite.

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = C_0^{-1} \text{var}(u_t) (C_0^{-1})' = C_0^{-1} \Sigma (C_0^{-1})'$$

$$\text{Donc, } \Omega = C_0^{-1} \Sigma (C_0^{-1})' \quad (5)$$

Les relations (3) et (5) montrent qu'une construction de la forme structurelle à partir d'un VAR standard de forme réduite nécessite les étapes suivantes. Dans un premier temps, la matrice C_0 doit être calculée Cette étape permet dans un deuxième temps la détermination de la matrice des coefficients structurels et de la matrice de variance-covariance des chocs structurels Ω .

En fait, la relation (4) constitue un système de n^2 équations (les n^2 éléments de la matrice C_0) reliées à un ensemble de $n(n+1)/2$ paramètres connus par l'estimation du VAR standard de forme réduite (les n variances et $n(n-1)/2$ covariances de la matrice Σ) qui ne peut être résolu sans restrictions supplémentaires. Précisément, il est nécessaire d'imposer $n(n-1)/2$ $\{n^2 - n(n+1)/2\}$ restrictions additionnelles. En d'autres termes, il s'agit d'imposer les valeurs de $n(n-1)/2$ paramètres du modèle VAR structurel. C'est à ce niveau qu'intervient la méthode de Blanchard et Quah (1989) qui permet d'imposer dans la modélisation des propriétés de long terme découlant de la théorie macroéconomique. Blanchard et Quah proposent d'imposer $n(n-1)/2$ restrictions (n étant le nombre de variables) dans le but de résoudre le système à n^2 équations avec

$n(n+1)/2$ paramètres connus. Plus spécifiquement, les restrictions seront imposées sur la matrice $C(1)$ ($C(1) = C_0 + C_1 + C_2 + \dots$) qui donne l'impact à long terme des différents chocs structurels. Ces restrictions identificatrices engendrent la forme triangulaire inférieure de la matrice $C(1)$.

En utilisant la relation (3), $\varepsilon_t = C_0^{-1} u_t$, on peut réécrire la représentation moyenne mobile structurelle (1) comme,

$$X_t = C_0 C_0^{-1} u_t + C_1 C_0^{-1} u_{t-1} + C_2 C_0^{-1} u_{t-2} + \dots \quad (6)$$

$$X_t = u_t + C_1 C_0^{-1} u_{t-1} + C_2 C_0^{-1} u_{t-2} + \dots \quad (7)$$

En comparant cette dernière équation à l'équation (2), on note que $R_0 = I$, $R_1 = C_1 C_0^{-1}$, $R_2 = C_2 C_0^{-1}$, ... ce qui nous permet d'écrire la matrice des effets de long terme de la forme réduite $R(1)$ en fonction de la matrice des effets à long terme de la forme structurelle $C(1)$.

$$R(1) = R_0 + R_1 + R_2 + \dots = C(1) C_0^{-1} \quad (8)$$

En utilisant l'équation (4) pour substituer Σ , on obtient la relation suivante :

$$\begin{aligned} R(1) \Sigma R(1)' &= C(1) C_0^{-1} \Sigma C_0^{-1'} C(1)' \\ &= C(1) C_0^{-1} C_0 C_0' C_0^{-1'} C(1)' \\ &= C(1) C(1)' \end{aligned} \quad (9)$$

Dans le cas particulier où les contraintes résultent en une matrice des effets structurels à long terme triangulaire, il est possible de calculer les valeurs des paramètres du VAR structurel en utilisant la décomposition de Choleski. Soit H , la matrice triangulaire inférieure obtenue par la décomposition de Choleski appliquée à $C(1) \Sigma C(1)'$, on obtient

$$H H' = R(1) \Sigma R(1)' \quad (10)$$

Puisque H est l'unique décomposition triangulaire inférieure de $R(1) \Sigma R(1)'$, on en déduit que:

$$C(1) = H \tag{11}$$

Sachant que $R(1) = C(1) C_0^{-1}$ et à partir de la relation (3), on peut finalement obtenir un estimé de la matrice C_0 .

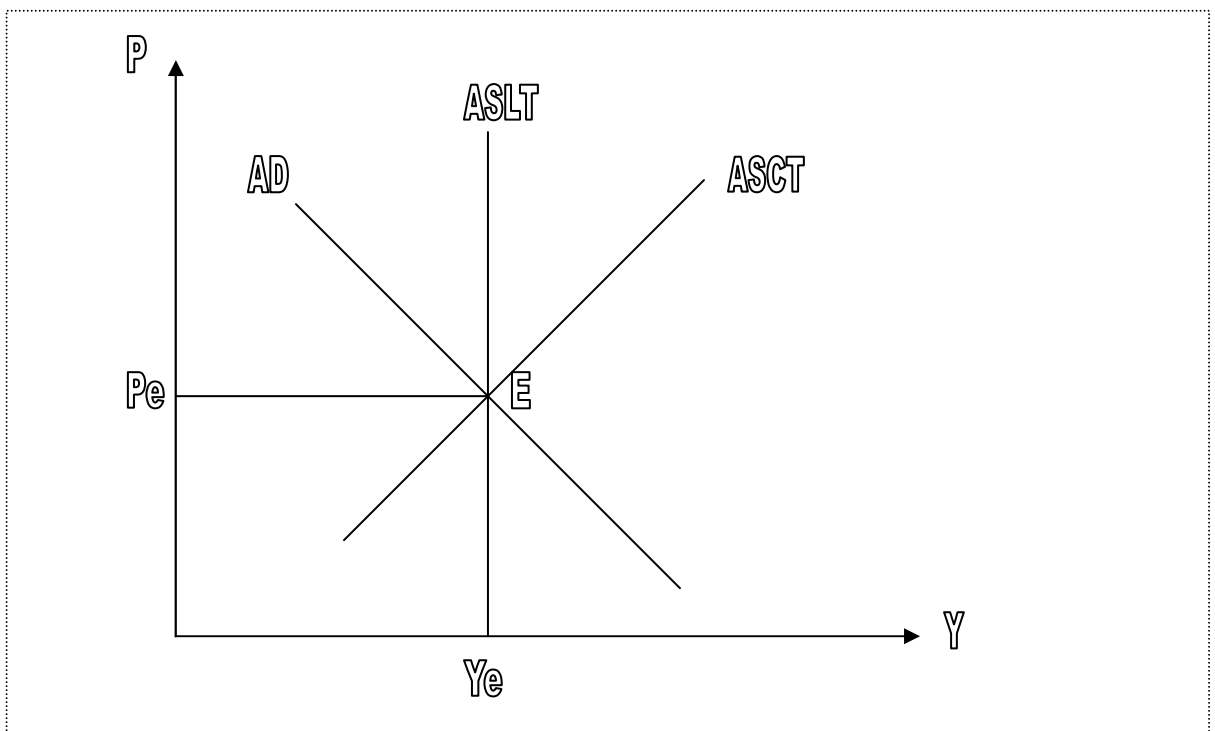
$$C_0 = R(1)^{-1} H \tag{12}$$

En résumé, la méthodologie de Blanchard et Quah adoptée par Clarida et Gali (1994) consiste à estimer la forme réduite du modèle, à déterminer $R(1)$, à calculer l'unique matrice triangulaire inférieure de la décomposition de Choleski ($H H' = R(1) \Sigma R(1)'$) et enfin à exploiter la relation (12) pour identifier la matrice des relations structurelles instantanées C_0 . Ces étapes nous mènent à la définition du système dynamique structurel ainsi qu'aux séries de chocs structurels.

Annexe 8. La méthode de Blanchard et Quah (1989)

La méthodologie de Blanchard et Quah (1989) permet de distinguer entre les chocs d'offre et les chocs de demande. Le cadre théorique retenu par Blanchard et Quah (1989) est un modèle d'offre et de demande agrégées (AS et AD). Il repose sur les hypothèses suivantes :

- À long terme, le niveau d'activité est déterminé par les ressources productives, l'évolution technologique et le rapport des prix relatifs des facteurs de production (hypothèse propre au courant néo-classique).
- À court terme, les prix et les salaires sont rigides (théorie keynésienne des fluctuations).

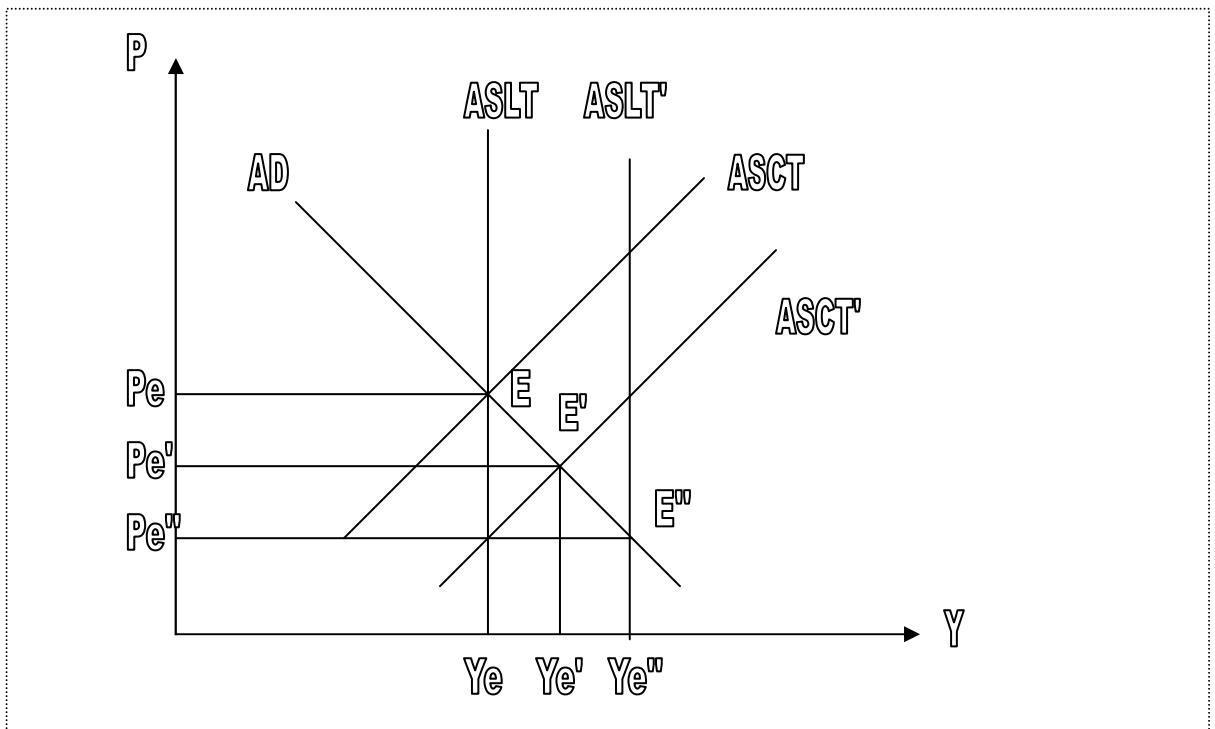


La pente de AD est négative dans la mesure où si les prix augmentent la demande des biens diminue. La pente de AS à court terme est positive : lorsque les prix évoluent à la hausse, l'offre des biens s'accroît. L'offre agrégée à long terme (ASLT) est représentée par une droite verticale. Par conséquent, à long terme, l'offre des biens est indépendante des prix.

Une illustration simplifiée des chocs d'offre et de demande des biens est schématisée comme suit.

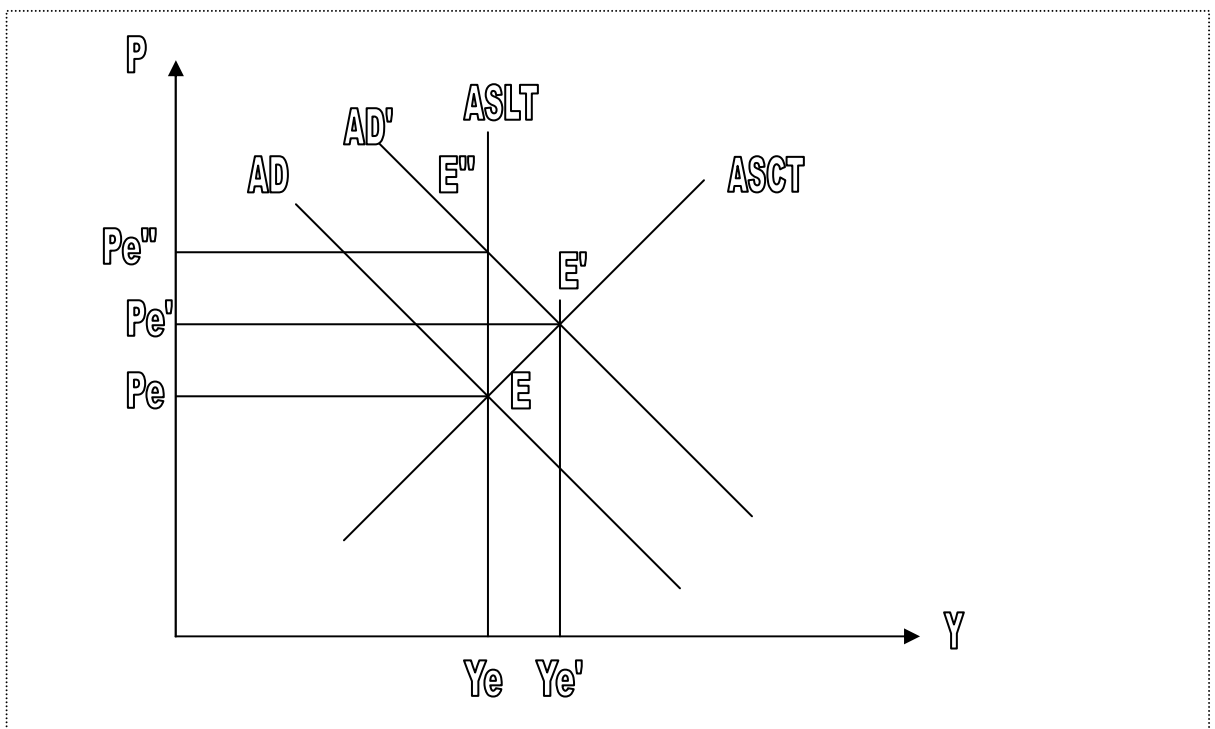
Choc d'offre

Un choc d'offre positif, se traduisant par la hausse de la quantité de biens produits dû à une invention technologique, entraîne le déplacement de la courbe ASCT à ASCT'. À court terme, la production augmente et les prix baissent suite au choc d'offre positif. Cette réaction est amplifiée par la suite. On passe de l'équilibre à court terme à l'équilibre à long terme. À long terme, l'impact du choc d'offre positif consiste en une baisse importante des prix et en une augmentation significative de la production E''(P'', Y'').



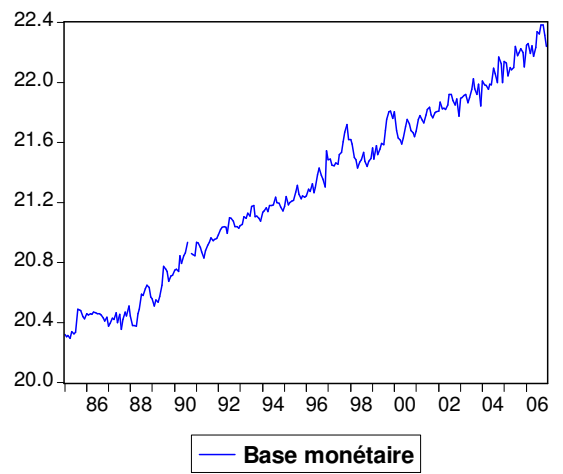
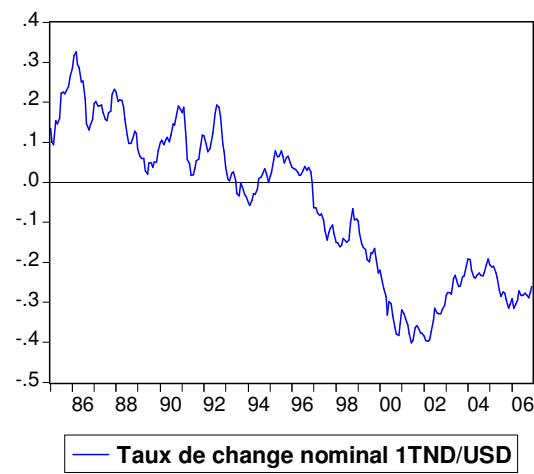
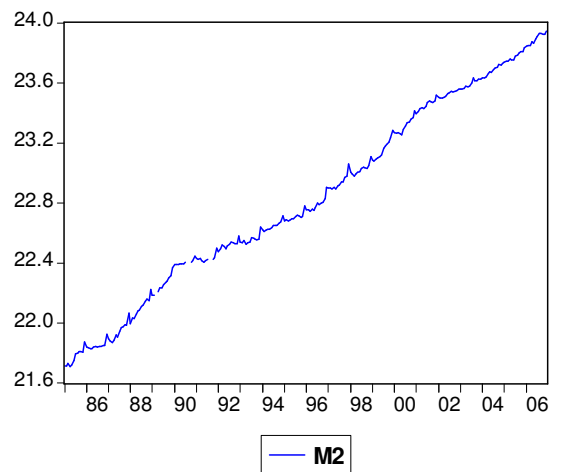
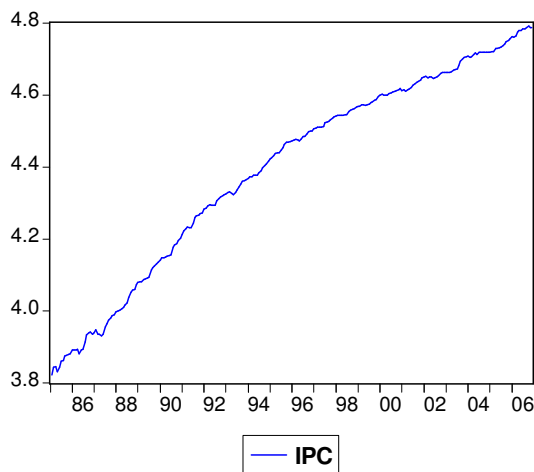
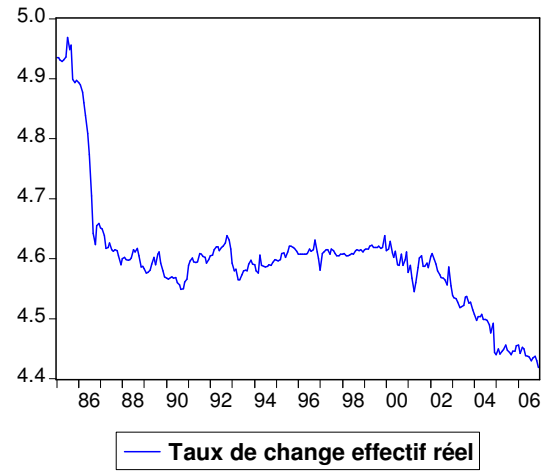
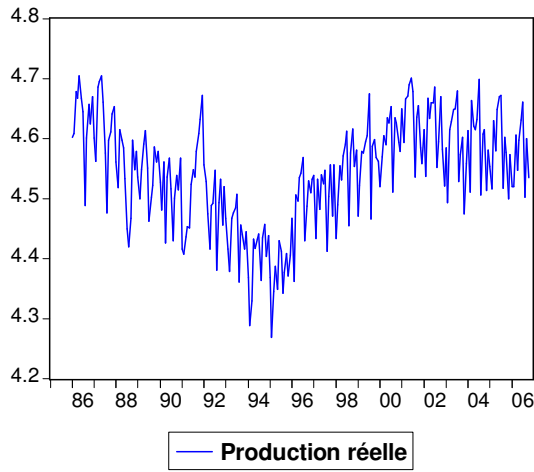
Choc de demande

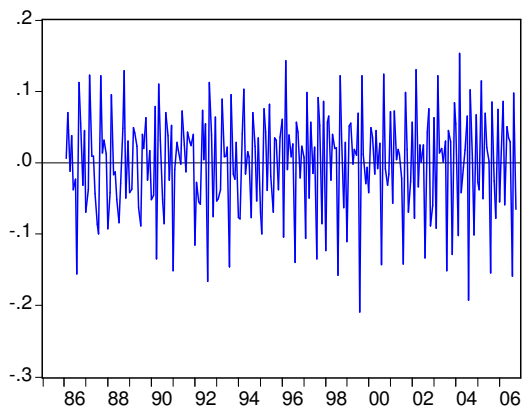
Un choc de demande positif, résultant par exemple de la hausse de la consommation des biens et des services, déplace la courbe de demande agrégée de AD à AD' . Les prix et la production augmentent (E'). La baisse des salaires réels due à la hausse des prix stimule l'emploi. Toutefois, à long terme, ces réactions peuvent exercer une pression à la hausse sur les salaires nominaux, engendrant ainsi une baisse de la production jusqu'à son niveau initial d'avant le choc. Ainsi, à long terme, en réponse à un choc de demande, la production ne varie pas alors que les prix augmentent $E''(P'', Y)$.



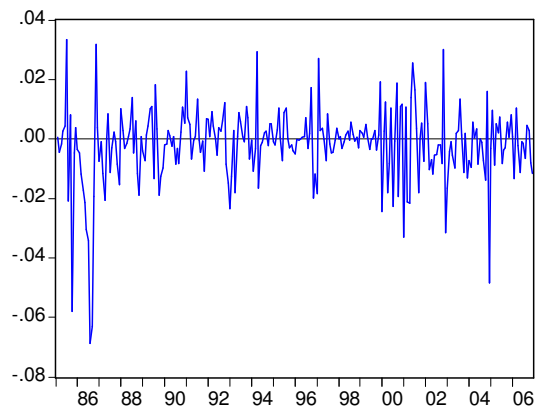
Ce cadre théorique montre les mécanismes qui permettent d'imposer la restriction de nullité des effets à long terme d'un choc de demande sur la production, telle que stipulée par Blanchard et Quah (1989).

Annexe 9. Les séries en niveau et en différence première du VAR de la Tunisie avec la base monétaire à titre d'instrument opérationnel

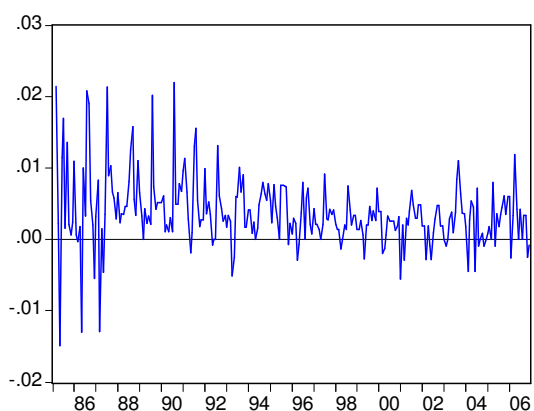




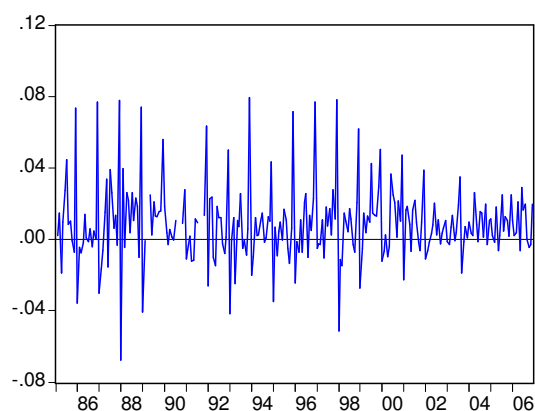
— Production réelle



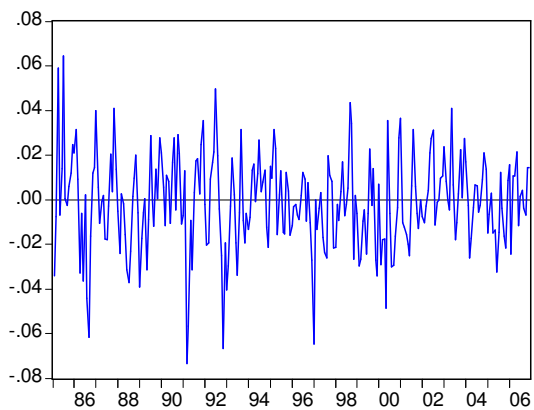
— Taux de change effectif réel



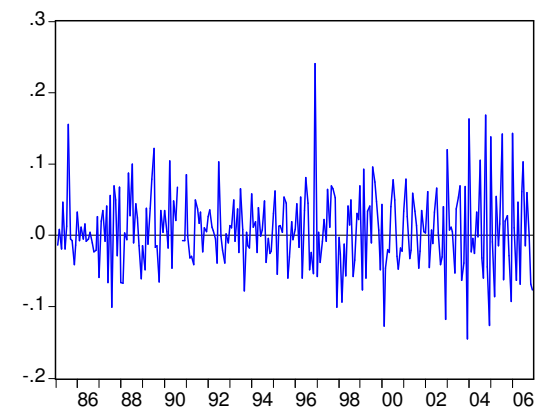
— CPI



— M2

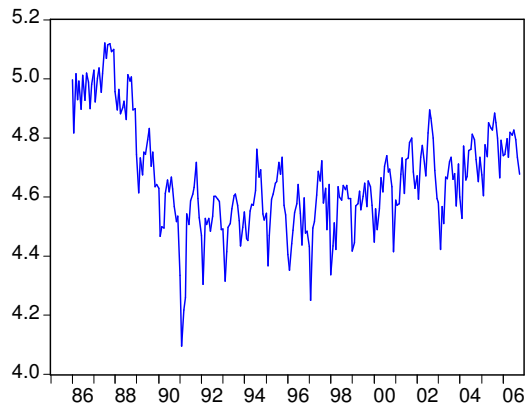


— Taux de change nominal 1TND/USD

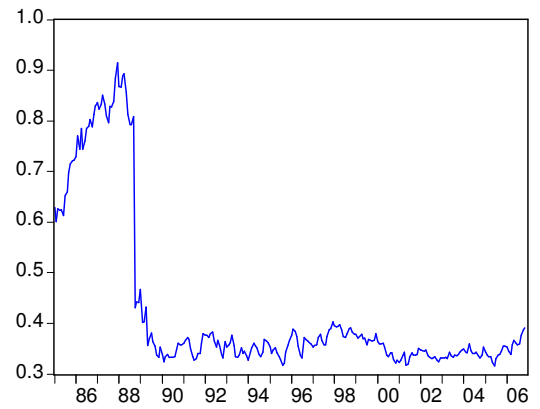


— Base monétaire

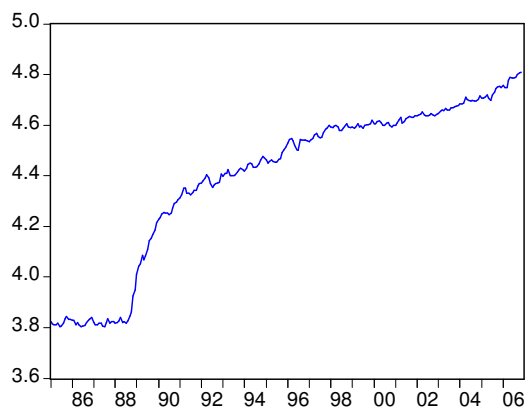
Annexe 10. Les séries en niveau et en différence première du VAR de la Jordanie avec la base monétaire à titre d'instrument opérationnel



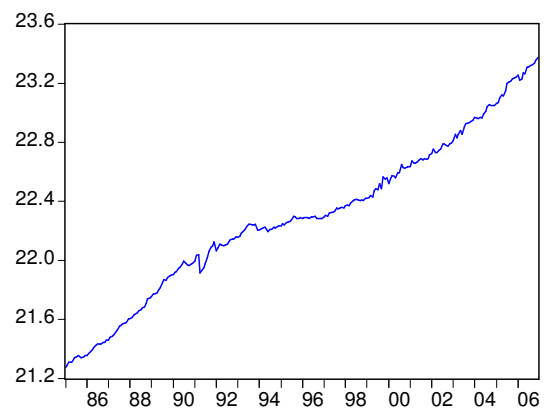
— Production réelle



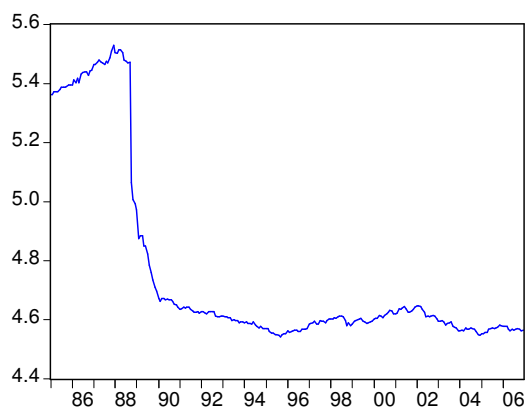
— Taux de change réel JRD/USD



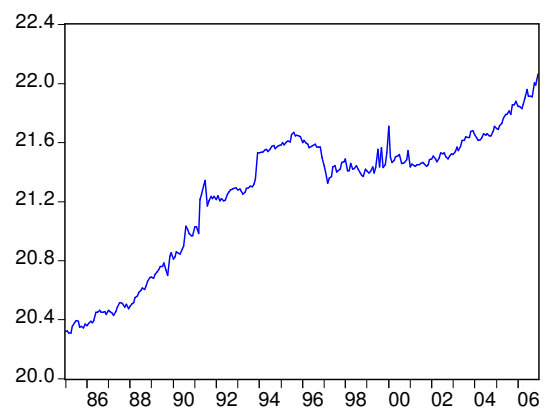
— Indice des prix à la consommation



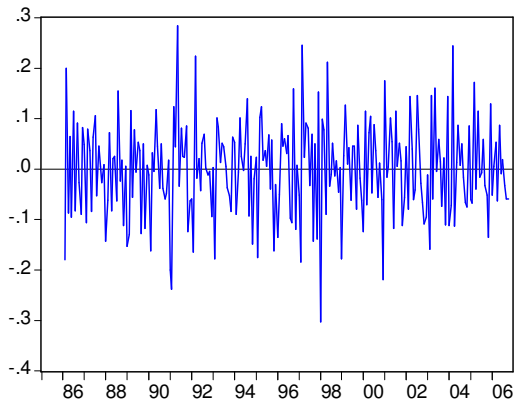
— Agrégat monétaire M2



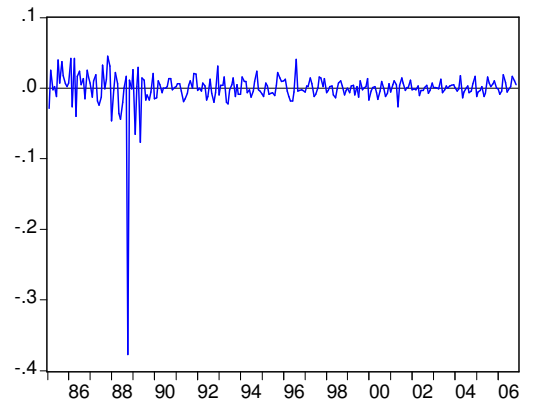
— Taux de change effectif nominal



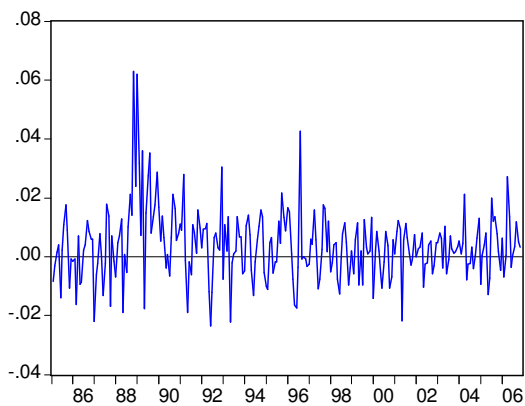
— Base monétaire



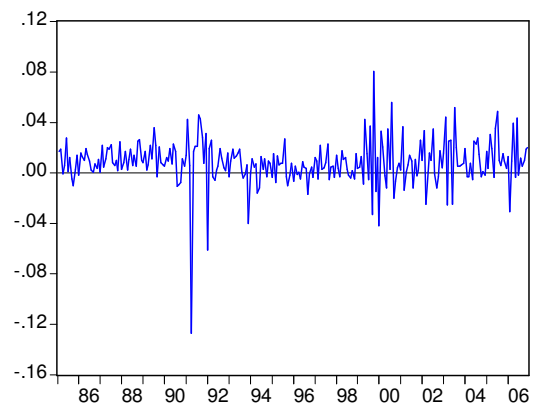
— Production réelle



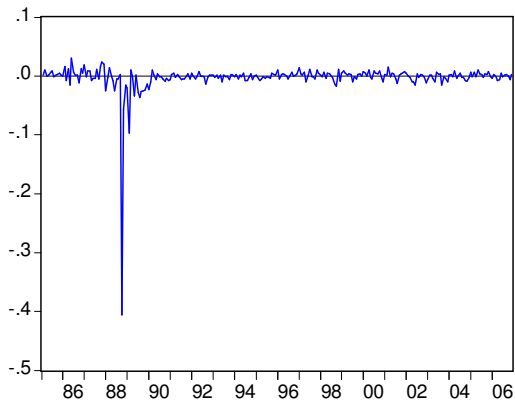
— Taux de change réel JRD/USD



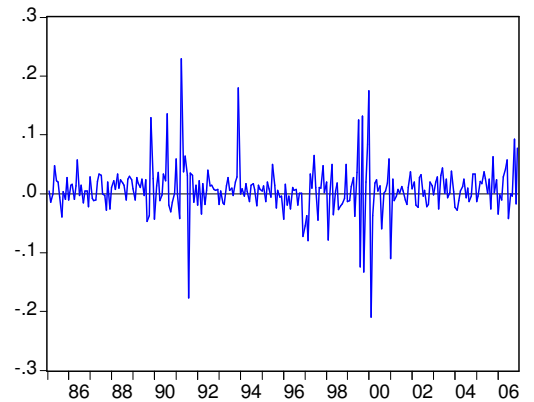
— Indice des prix à la consommation



— Agrégat monétaire M2



— Taux de change effectif nominal



— Base monétaire

Annexe 11. Détermination de l'ordre des modèles VAR en niveau de la Tunisie

Variables endogènes: LRPIBTUN LREERTUN LCPITUN LM2TUN LNERTUN TMMTUN						
Période: 1986:01 2006:12						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	840.7398	NA	1.59E-11	-7.837932	-7.743248	-7.799667
1	2971.768	4121.988	4.55E-20	-27.50955	-26.84676*	-27.24170
2	3034.586	117.9698	3.54E-20	-27.76138	-26.53048	-27.26393*
3	3071.116	66.54269	3.53E-20	-27.76635	-25.96735	-27.03931
4	3114.030	75.75411	3.32E-20*	-27.83127*	-25.46416	-26.87464
5	3147.266	56.79741	3.43E-20	-27.80532	-24.87010	-26.61910
6	3182.408	58.07501	3.49E-20	-27.79726	-24.29394	-26.38145
7	3215.235	52.39948	3.64E-20	-27.76746	-23.69604	-26.12206
8	3255.338	61.75559*	3.56E-20	-27.80599	-23.16646	-25.93100

Variables endogènes: LRPIBTUN LREERTUN LCPITUN LM2TUN LNERTUN LBASETUN						
Période: 1986:01 2006:12						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1399.635	NA	8.36E-14	-13.08577	-12.99109	-13.04751
1	3271.354	3620.416	2.73E-21	-30.32258	-29.65979*	-30.05472
2	3343.209	134.9375	1.95E-21	-30.65924	-29.42834	-30.16179*
3	3374.518	57.03373	2.04E-21	-30.61520	-28.81619	-29.88816
4	3422.979	85.54561	1.82E-21	-30.73220	-28.36509	-29.77557
5	3474.578	88.17918	1.59E-21*	-30.87867*	-27.94346	-29.69245
6	3504.022	48.65738	1.70E-21	-30.81710	-27.31379	-29.40130
7	3538.767	55.46279	1.74E-21	-30.80533	-26.73390	-29.15993
8	3581.366	65.59756*	1.67E-21	-30.86729	-26.22776	-28.99230

Annexe 12. Détermination de l'ordre des modèles VAR en niveau de la Jordanie

Variables endogènes: LRPIBJOR LRERJOR LCPIJOR LM2JOR LNEERJOR TMMJOR
Période: 1986:01 2006:12

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	675.8234	NA	1.59E-10	-5.535731	-5.449228	-5.500884
1	3063.690	4637.592	5.75E-19	-24.97264	-24.36712*	-24.72872*
2	3099.098	67.01222	5.78E-19	-24.96775	-23.84322	-24.51475
3	3138.226	72.11268	5.64E-19	-24.99361	-23.35006	-24.33153
4	3181.414	77.45171*	5.33E-19*	-25.05301*	-22.89044	-24.18185
5	3210.124	50.06483	5.68E-19	-24.99276	-22.31118	-23.91252
6	3231.672	36.50721	6.44E-19	-24.87332	-21.67273	-23.58401
7	3253.926	36.59996	7.28E-19	-24.75972	-21.04011	-23.26133
8	3280.287	42.04687	7.97E-19	-24.68006	-20.44143	-22.97259

Variables endogènes: LRPIBJOR LRERJOR LCPIJOR LM2JOR LNEERJOR LBASEJOR
Période: 1986:01 2006:12

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1210.100	NA	1.92E-12	-9.951237	-9.864735	-9.916391
1	3502.486	4452.156	1.53E-20	-28.59906	-27.99354*	-28.35514*
2	3544.991	80.44168	1.45E-20*	-28.65281*	-27.52828	-28.19981
3	3579.047	62.76576	1.48E-20	-28.63675	-26.99321	-27.97467
4	3616.684	67.49717	1.46E-20	-28.65028	-26.48772	-27.77912
5	3648.714	55.85393*	1.52E-20	-28.61747	-25.93589	-27.53723
6	3670.281	36.53881	1.72E-20	-28.49819	-25.29759	-27.20887
7	3695.591	41.62614	1.89E-20	-28.40984	-24.69023	-26.91145
8	3725.838	48.24498	2.01E-20	-28.36230	-24.12367	-26.65483

Annexe 13. Test de cointégration de Johansen des données du VAR de la Tunisie

Séries : LRPIBTUN LREERTUN LCPITUN LM2TUN LNERTUN TMMTUN

Lags interval: 1 to 4

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.354047	169.8597	94.15	103.18
At most 1	0.160186	71.52818	68.52	76.07
At most 2	0.065210	32.24886	47.21	54.46
At most 3	0.045918	17.07644	29.68	35.65
At most 4	0.025105	6.500227	15.41	20.04
At most 5	0.003459	0.779569	3.76	6.65

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.354047	98.33153	39.37	45.10
At most 1	0.160186	39.27932	33.46	38.77
At most 2	0.065210	15.17242	27.07	32.24
At most 3	0.045918	10.57621	20.97	25.52
At most 4	0.025105	5.720657	14.07	18.63
At most 5	0.003459	0.779569	3.76	6.65

Séries : LRPIBTUN LREERTUN LCPITUN LM2TUN LNERTUN LBASETUN

Lags interval: 1 to 5

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.334808	168.3637	94.15	103.18
At most 1 **	0.150676	78.26656	68.52	76.07
At most 2	0.089975	42.17405	47.21	54.46
At most 3	0.059096	21.33749	29.68	35.65
At most 4	0.030834	7.875341	15.41	20.04
At most 5	0.004307	0.953803	3.76	6.65

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.334808	90.09709	39.37	45.10
At most 1 *	0.150676	36.09251	33.46	38.77
At most 2	0.089975	20.83656	27.07	32.24
At most 3	0.059096	13.46215	20.97	25.52
At most 4	0.030834	6.921538	14.07	18.63
At most 5	0.004307	0.953803	3.76	6.65

Annexe 14. Test de cointégration de Johansen des données du VAR de la Jordanie

Séries: LRPIBJOR LRERJOR LCPIJOR LM2JOR LNEERJOR TMMJOR
Lags interval: 1 to 4

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.261156	137.7715	94.15	103.18
At most 1	0.097043	63.61761	68.52	76.07
At most 2	0.068495	38.60794	47.21	54.46
At most 3	0.047291	21.22434	29.68	35.65
At most 4	0.032729	9.355054	15.41	20.04
At most 5	0.004895	1.202217	3.76	6.65

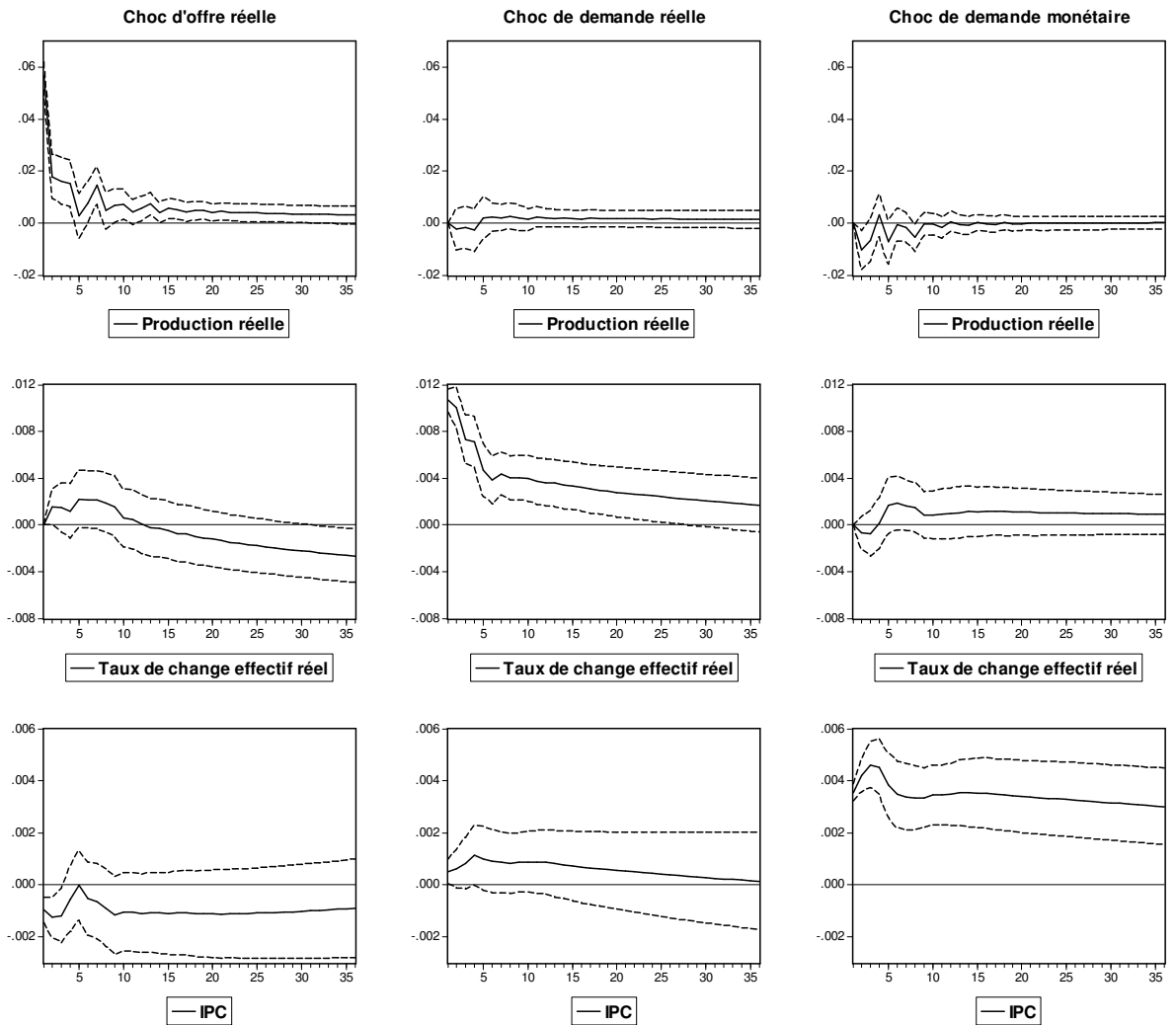
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.261156	74.15387	39.37	45.10
At most 1	0.097043	25.00967	33.46	38.77
At most 2	0.068495	17.38360	27.07	32.24
At most 3	0.047291	11.86929	20.97	25.52
At most 4	0.032729	8.152837	14.07	18.63
At most 5	0.004895	1.202217	3.76	6.65

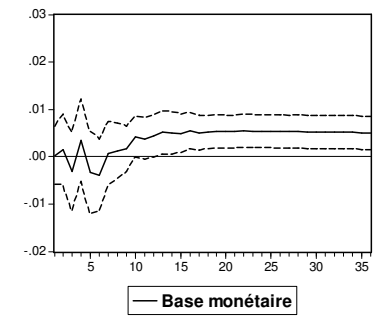
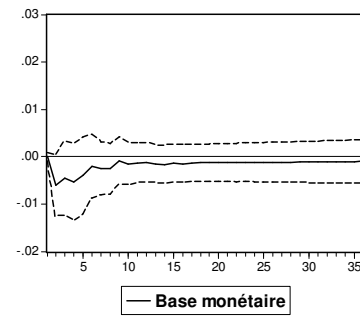
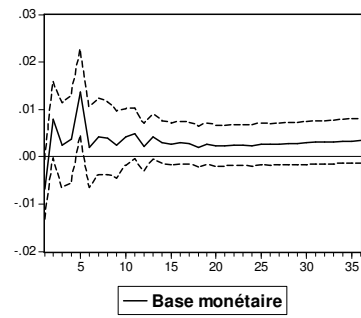
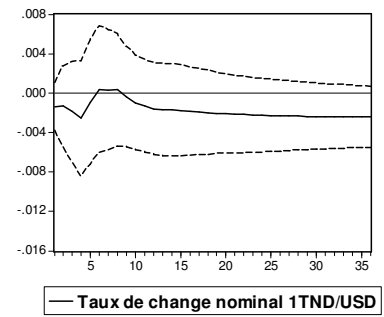
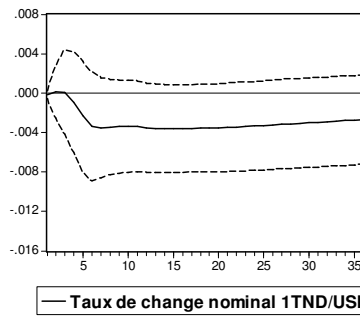
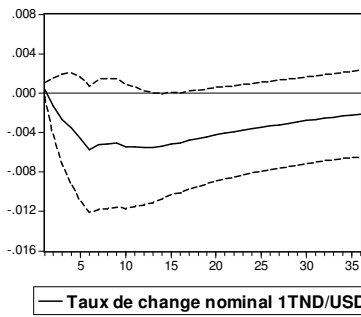
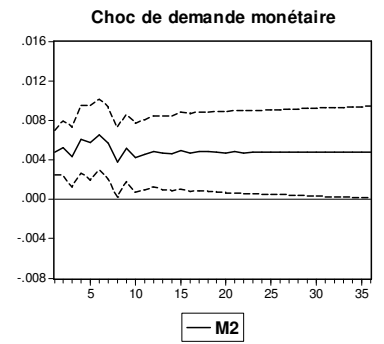
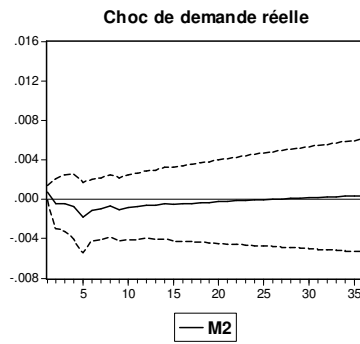
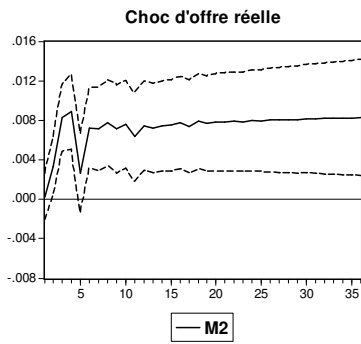
Séries: LRPIBJOR LRERJOR LCPIJOR LM2JOR LNEERJOR LBASEJOR
Lags interval: 1 to 2

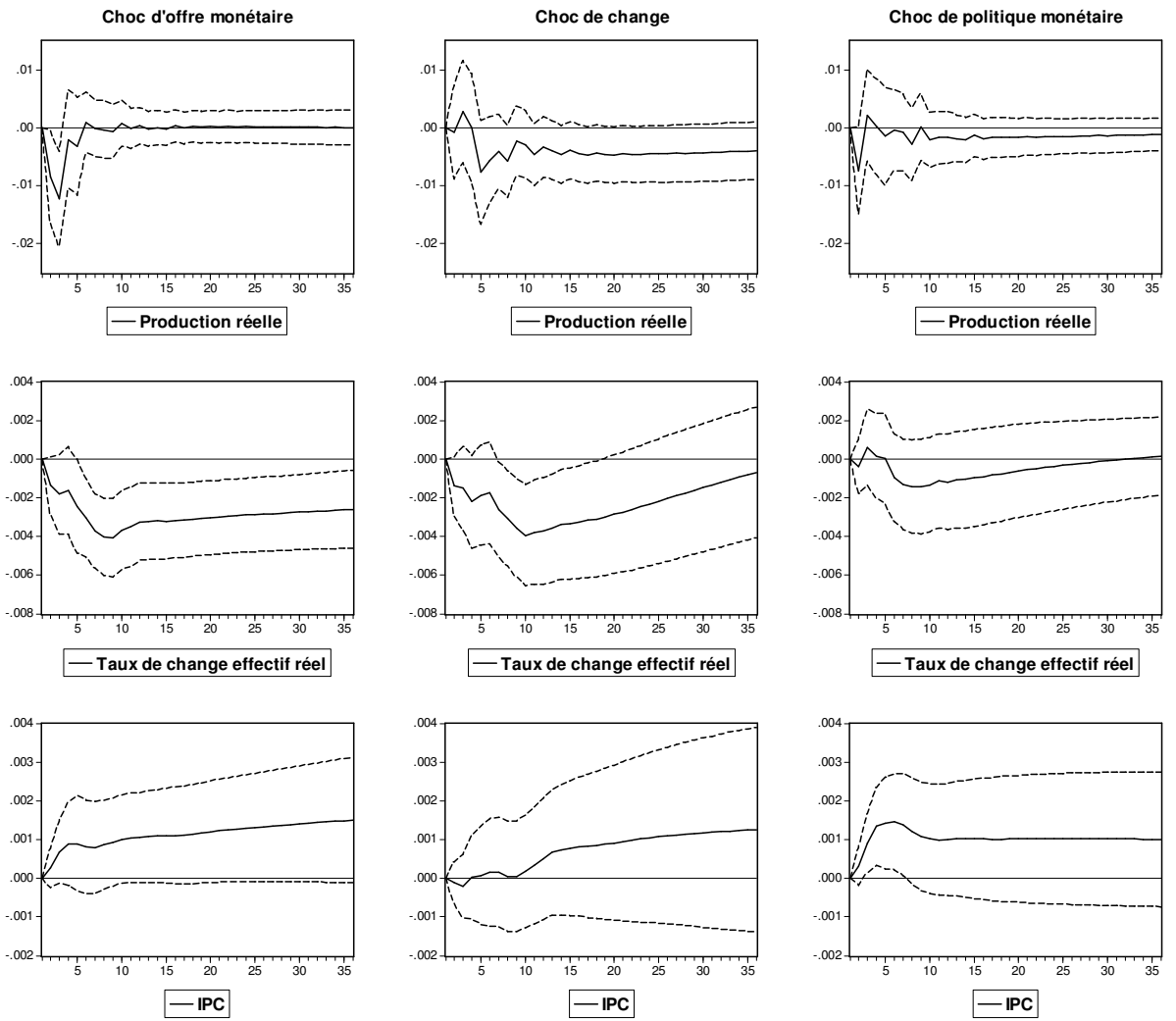
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.247407	154.6448	94.15	103.18
At most 1 **	0.153095	84.43983	68.52	76.07
At most 2	0.111426	43.39655	47.21	54.46
At most 3	0.038999	14.21661	29.68	35.65
At most 4	0.015682	4.390970	15.41	20.04
At most 5	0.001969	0.486745	3.76	6.65

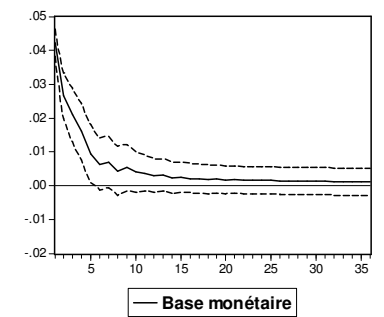
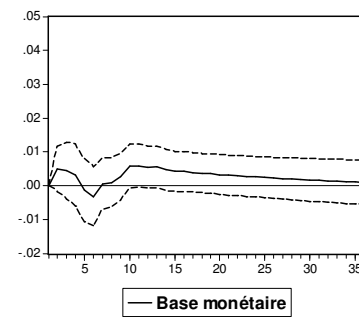
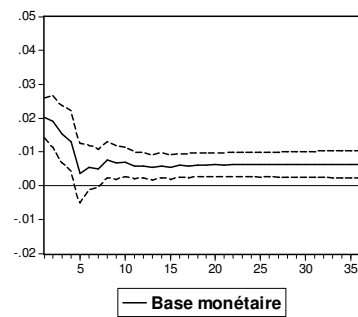
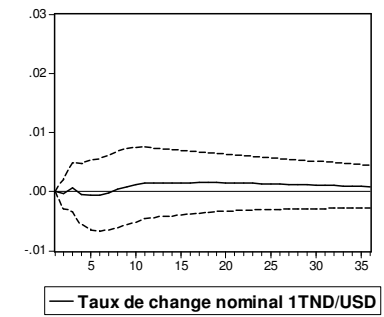
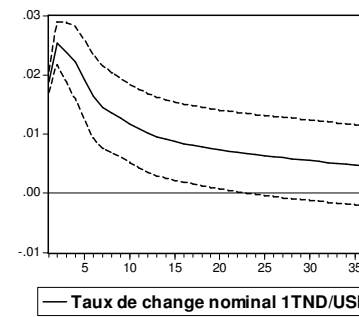
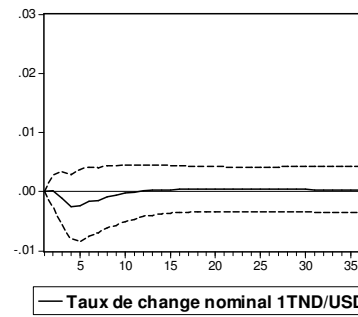
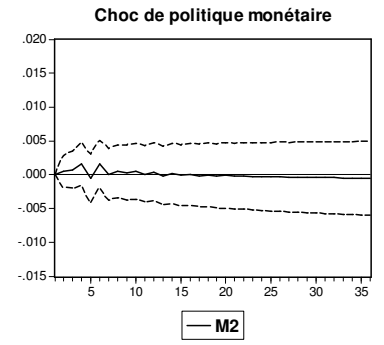
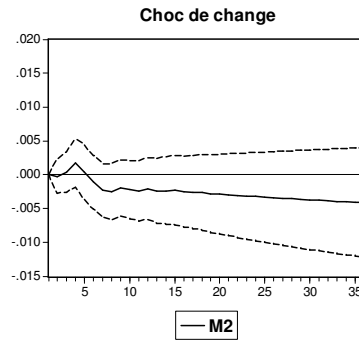
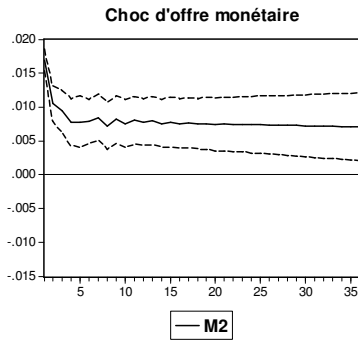
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.247407	70.20497	39.37	45.10
At most 1 **	0.153095	41.04328	33.46	38.77
At most 2 *	0.111426	29.17994	27.07	32.24
At most 3	0.038999	9.825641	20.97	25.52
At most 4	0.015682	3.904225	14.07	18.63
At most 5	0.001969	0.486745	3.76	6.65

Annexe 15. Fonction de réponse du SVECM de la Tunisie intégrant la base monétaire

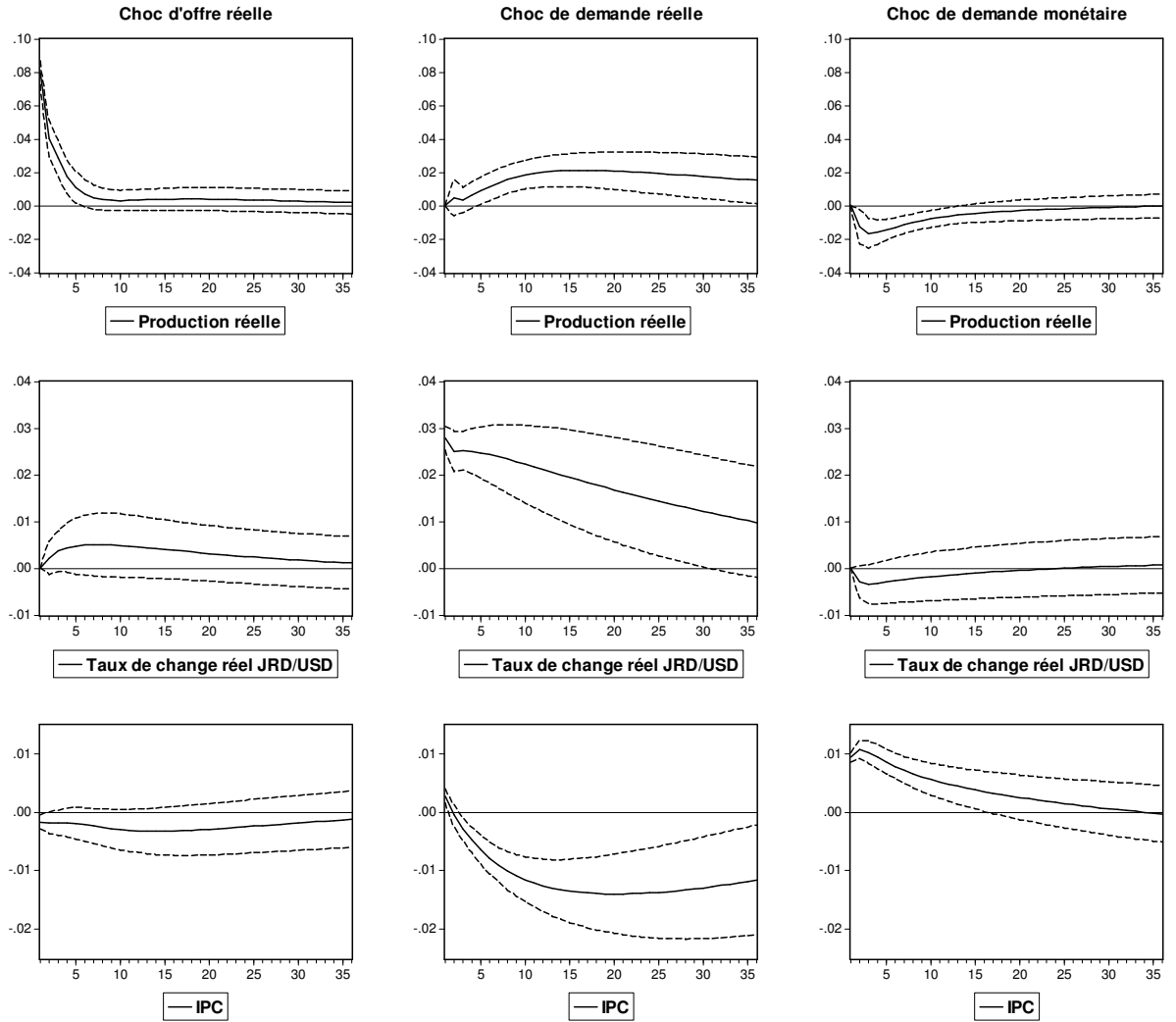


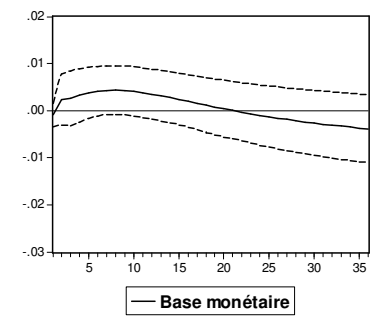
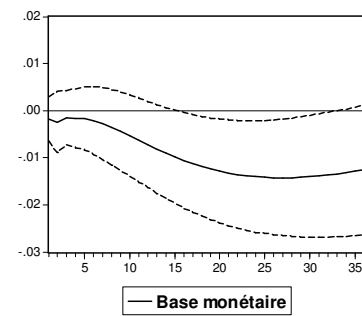
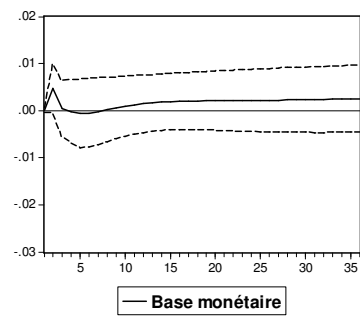
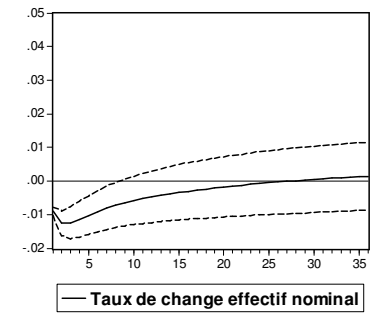
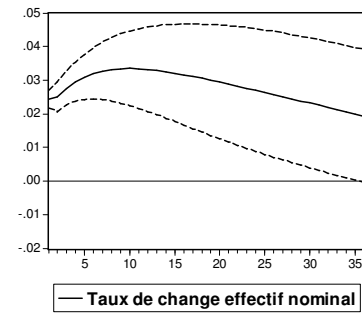
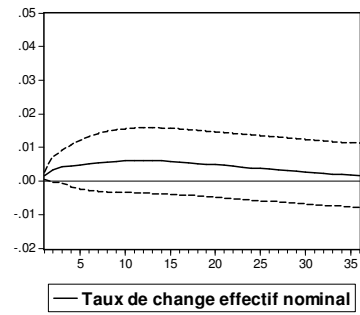
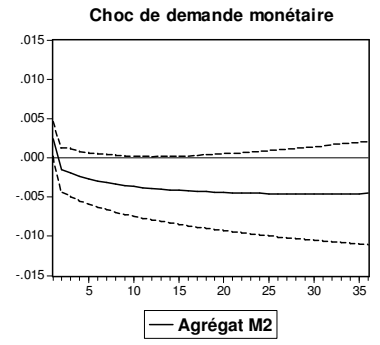
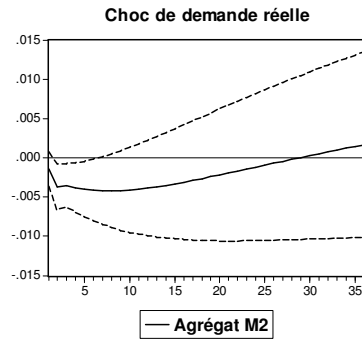
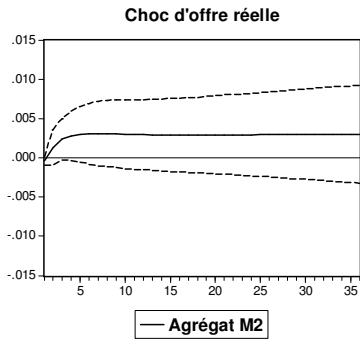


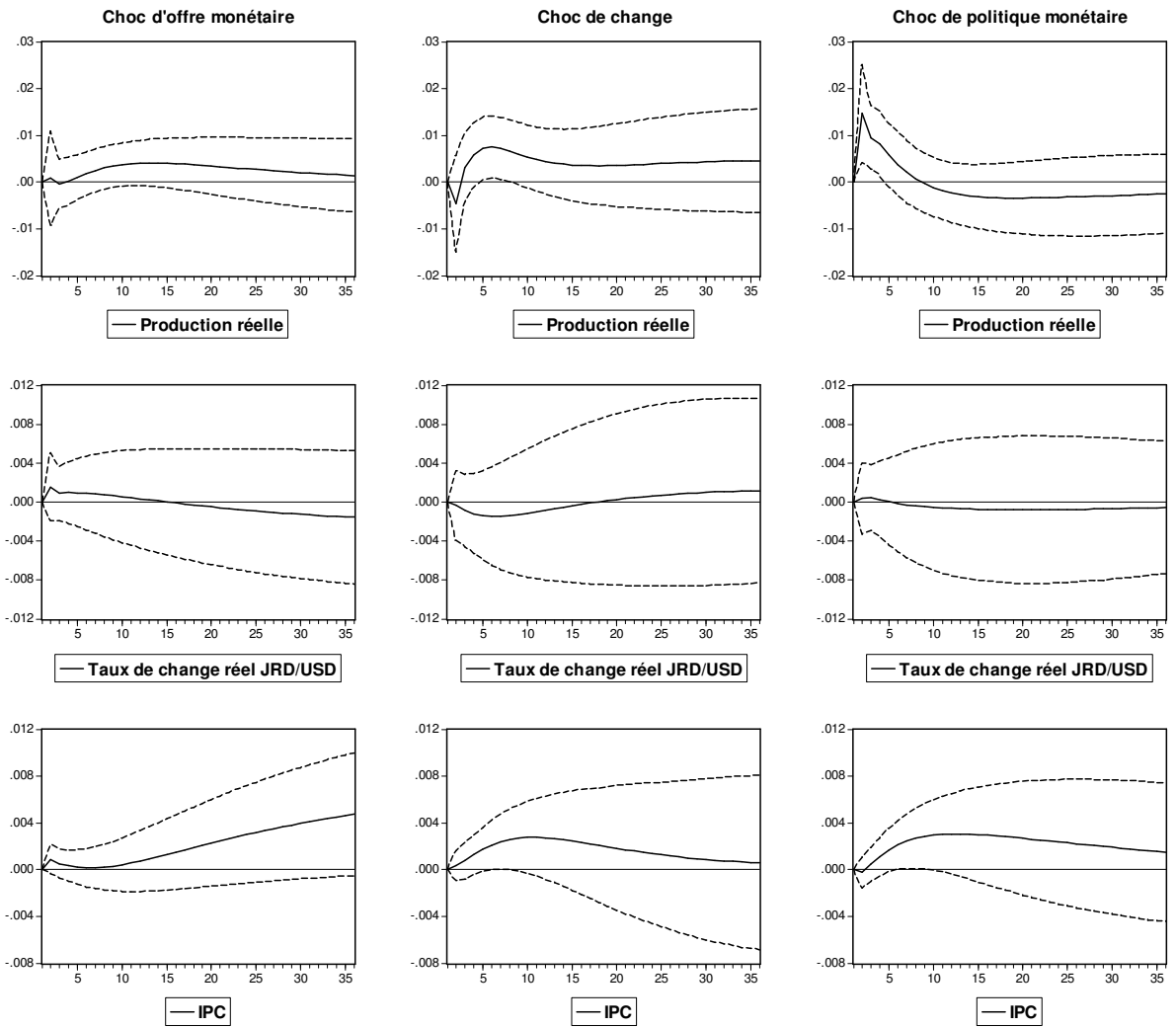


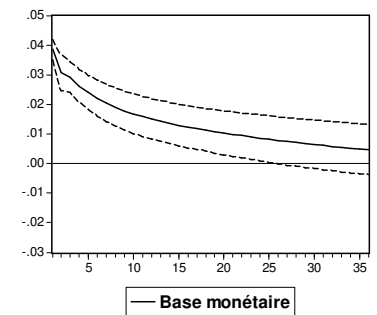
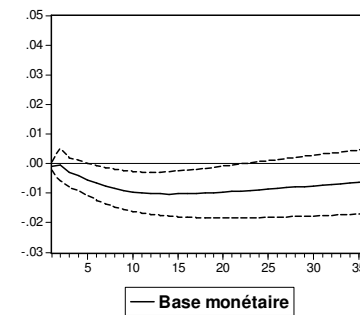
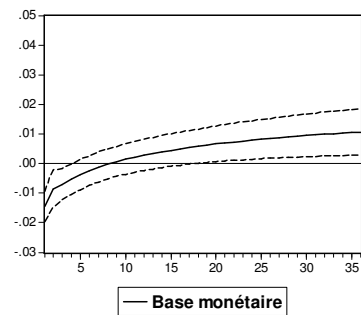
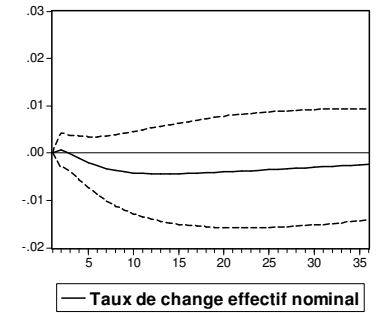
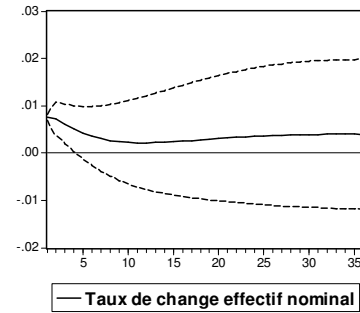
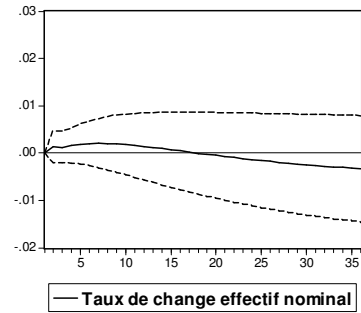
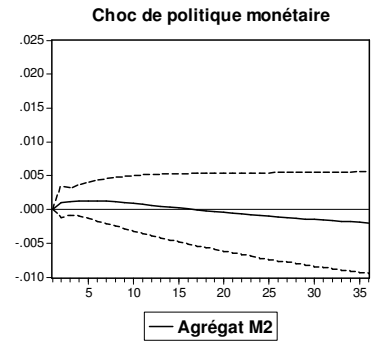
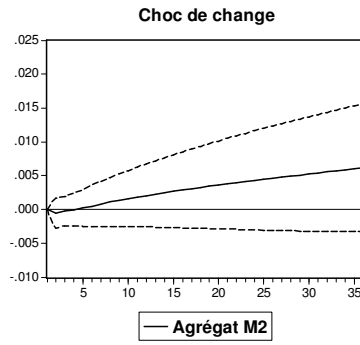
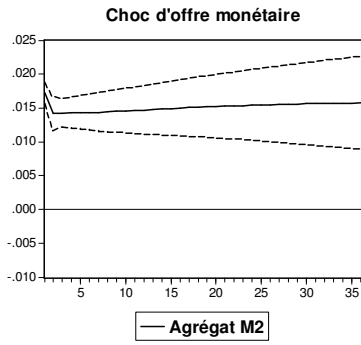


Annexe 16. Fonction de réponse du SVECM de la Jordanie intégrant la base monétaire









Annexe 17. Décomposition des variances des variables du SVECM incluant la base monétaire, cas de la Tunisie

Décomposition de la Variance de l'indice des prix à la consommation (IPC) en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	6.949892	1.850873	91.19923	0.000000	0.000000	0.000000
2	7.575440	1.859084	90.03953	0.211706	0.037223	0.277019
3	6.786839	2.223768	88.42248	0.906923	0.091891	1.568101
4	5.142188	3.109054	86.83866	1.582400	0.065050	3.262651
6	3.882302	3.729745	84.13911	2.343440	0.069105	5.836301
9	4.424826	3.998428	81.44872	3.060106	0.067886	7.000035
12	5.065648	4.155629	79.82999	3.883453	0.239899	6.825381
18	5.743327	3.752616	77.60801	4.968080	1.338406	6.589565
24	6.207254	3.225677	75.64563	6.004705	2.391007	6.525725
30	6.396833	2.752855	73.79742	7.063153	3.453444	6.536298
36	6.369657	2.371151	72.09321	8.148924	4.443750	6.573304

Décomposition de la Variance de l'agrégat monétaire M2 en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.023250	0.145907	7.189365	92.64148	0.000000	4.76E-31
2	2.409817	0.143883	10.74588	86.63900	0.013240	0.048188
3	12.45448	0.132448	10.65295	76.61809	0.032100	0.109927
4	19.29530	0.172371	12.79162	66.92095	0.400757	0.419007
6	19.98726	0.560013	16.63159	61.80257	0.431718	0.586842
9	24.76919	0.563682	16.57499	56.31549	1.337612	0.439040
12	27.40716	0.520867	16.21521	53.65960	1.831306	0.365854
18	31.05347	0.407428	16.06250	49.65311	2.567407	0.256086
24	33.50613	0.316984	15.85414	46.67580	3.444609	0.202341
30	35.25599	0.254712	15.64250	44.28970	4.377040	0.180057
36	36.56541	0.219584	15.44409	42.26490	5.330046	0.175968

Décomposition de la Variance de la base monétaire en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	2.123711	7.37E-05	0.003633	18.02504	0.000000	79.84754
2	3.167807	1.080204	0.066126	22.33305	0.725916	72.62689
3	2.751570	1.388686	0.292498	24.00439	1.065398	70.49746
4	2.757474	1.866855	0.521558	25.11220	1.168005	68.57391
6	6.246488	2.100846	1.013973	23.85903	1.311858	65.46780
9	6.646763	2.245510	1.044294	24.95009	1.402723	63.71062
12	7.026208	2.210528	1.872945	25.46501	3.005231	60.42007
18	7.244877	2.210172	4.193482	26.31804	4.555559	55.47787
24	7.203257	2.176915	6.378836	27.68520	5.034146	51.52164
30	7.321459	2.140878	8.226174	29.05701	5.043196	48.21128
36	7.651248	2.091320	9.720473	30.33016	4.856798	45.35000

Annexe 18. Décomposition des variances des variables du SVECM incluant la base monétaire, cas de la Jordanie

Décomposition de la Variance de la production réelle en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	94.99001	0.265614	1.918944	0.009537	0.257302	2.558595
3	91.57193	0.337577	4.583191	0.010438	0.320576	3.176288
4	88.29192	0.733223	6.730937	0.010010	0.625419	3.608494
6	82.57588	2.545997	9.565488	0.047830	1.533855	3.730947
9	74.69935	8.089901	11.12140	0.259671	2.430553	3.399124
12	67.25468	15.30276	11.06377	0.561896	2.695241	3.121648
18	55.51514	28.13426	9.765235	1.010951	2.677445	2.896965
24	48.04875	36.66378	8.578471	1.181772	2.704096	2.823132
30	43.31527	42.05872	7.741264	1.210670	2.890340	2.783740
36	40.22366	45.47669	7.173078	1.187519	3.182130	2.756917

Décomposition de la Variance du taux de change réel en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.330878	98.86738	0.612962	0.171662	0.008005	0.009115
3	0.879329	97.90873	0.998306	0.155777	0.041973	0.015884
4	1.368946	97.24112	1.136765	0.154128	0.084681	0.014362
6	2.108687	96.40308	1.169922	0.148658	0.159359	0.010291
9	2.778583	95.79634	1.067539	0.133364	0.209181	0.014995
12	3.124930	95.56956	0.956655	0.114318	0.207767	0.026766
18	3.351426	95.55019	0.787807	0.088687	0.167678	0.054217
24	3.331978	95.65721	0.680742	0.097511	0.153912	0.078645
30	3.243562	95.71248	0.622597	0.146691	0.177527	0.097141
36	3.147447	95.68051	0.604160	0.234671	0.223969	0.109247

Décomposition de la Variance de l'IPC en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	2.795032	7.859623	89.34534	0.000000	0.000000	0.000000
2	2.798943	3.672022	93.10212	0.347051	0.051686	0.028177
3	2.793582	4.697367	91.92468	0.300122	0.207620	0.076626
4	2.760633	8.451239	87.71474	0.245796	0.511273	0.316317
6	2.895656	19.77000	74.63196	0.163782	1.337637	1.200964
9	3.403352	36.54574	55.09788	0.108225	2.392386	2.452419
12	3.870581	48.64424	41.38438	0.128829	2.849137	3.122834
18	4.168549	62.71918	26.47737	0.465443	2.732502	3.436952
24	3.945674	69.98307	19.28107	1.204761	2.291339	3.294088
30	3.577384	73.84419	15.30107	2.293550	1.922184	3.061625
36	3.217205	75.66141	12.94116	3.681904	1.667230	2.831093

Décomposition de la Variance de l'agrégat monétaire M2 en niveau

<u>Période Mensuelle</u>	<u>Offre réelle</u>	<u>Demande réelle</u>	<u>Demande monétaire</u>	<u>Offre monétaire</u>	<u>Change</u>	<u>Politique monétaire</u>
1	0.058312	0.697651	1.863979	97.38006	0.000000	0.000000
2	0.350282	3.031045	1.543027	94.81115	0.060553	0.203940
3	0.998964	3.767927	1.570346	93.29028	0.051037	0.321442
4	1.528921	4.352187	1.764748	91.90030	0.039419	0.414422
6	2.264166	5.189869	2.266437	89.73390	0.046543	0.499090
9	2.759584	5.836229	3.018863	87.69870	0.193002	0.493625
12	2.924231	5.938606	3.680434	86.54745	0.485548	0.423728
18	2.985022	5.231224	4.688460	85.47062	1.339376	0.285296
24	2.982900	4.160689	5.344106	84.85190	2.412622	0.247778
30	2.968530	3.263127	5.729789	84.08740	3.639022	0.312134
36	2.937914	2.725930	5.908165	83.00844	4.973780	0.445773

Décomposition de la Variance du taux de change effectif nominal en niveau

<u>Période Mensuelle</u>	<u>Offre réelle</u>	<u>Demande réelle</u>	<u>Demande monétaire</u>	<u>Offre monétaire</u>	<u>Change</u>	<u>Politique monétaire</u>
1	0.347481	80.78444	11.10749	0.000000	7.760586	0.000000
2	0.906240	77.00104	15.06330	0.103866	6.892270	0.033287
3	1.252170	77.43552	15.43387	0.120879	5.736809	0.020747
4	1.443482	79.03826	14.52532	0.158150	4.787550	0.047237
6	1.723612	82.28641	12.07973	0.225830	3.459189	0.225229
9	2.092702	85.56164	9.144354	0.267926	2.367500	0.565880
12	2.366702	87.46501	7.258756	0.253513	1.824241	0.831781
18	2.579997	89.50486	5.191168	0.184904	1.411124	1.127951
24	2.531755	90.51735	4.155952	0.166719	1.373481	1.254739
30	2.399752	90.98510	3.589835	0.232859	1.485648	1.306808
36	2.262600	91.09590	3.286560	0.382215	1.650183	1.322537

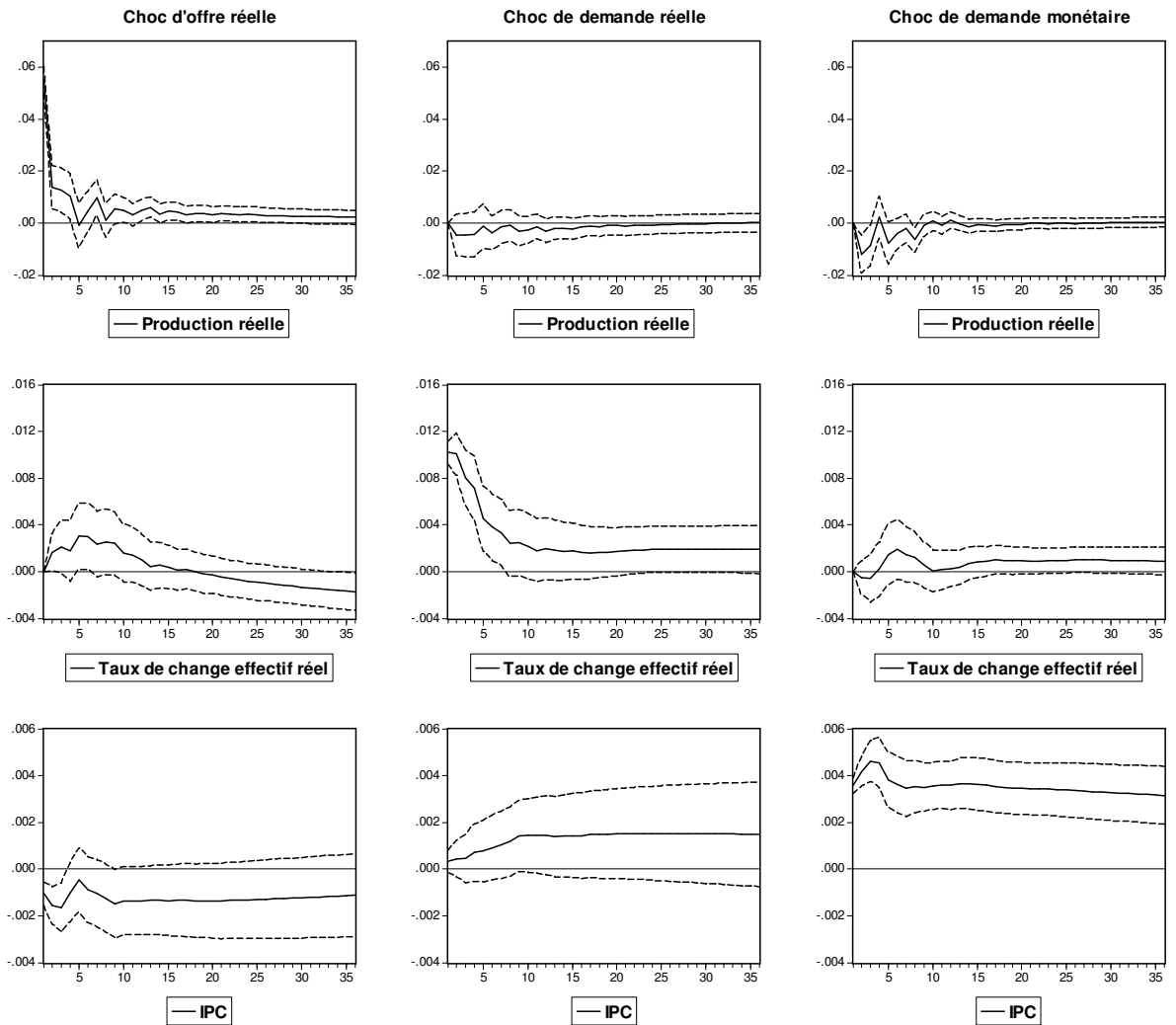
Décomposition de la Variance de la base monétaire en niveau

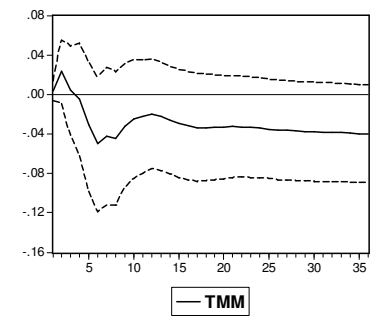
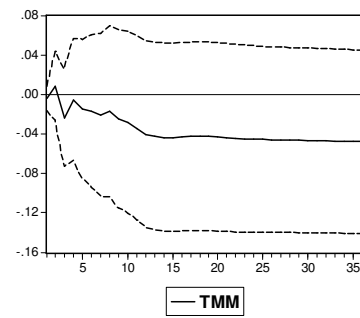
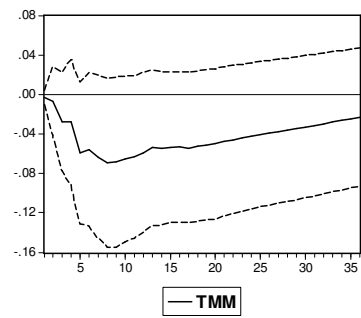
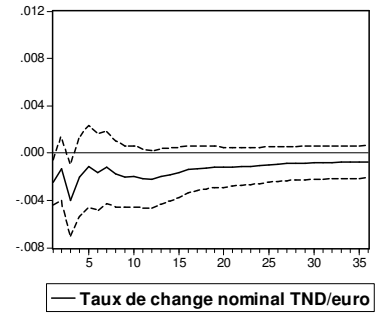
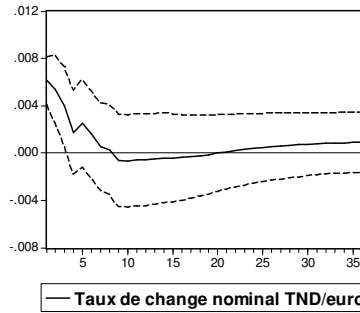
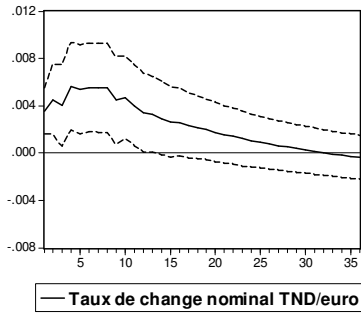
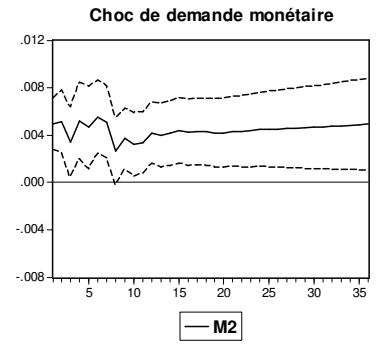
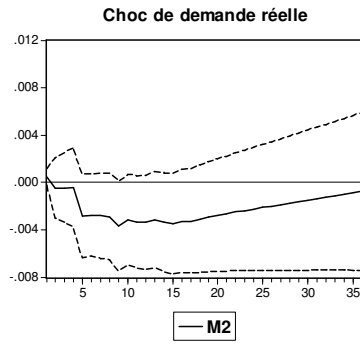
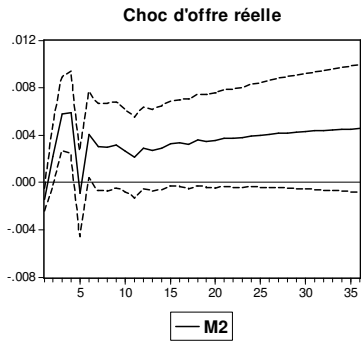
<u>Période Mensuelle</u>	<u>Offre réelle</u>	<u>Demande réelle</u>	<u>Demande monétaire</u>	<u>Offre monétaire</u>	<u>Change</u>	<u>Politique monétaire</u>
1	0.908116	0.728415	1.699987	15.46970	0.000153	81.19363
2	1.137245	1.314329	1.094611	13.12985	0.003557	83.32041
3	1.005379	2.056056	0.903875	13.21430	0.075446	82.74495
4	0.891594	2.690591	0.714084	12.89785	0.065905	82.73997
6	0.728318	3.194754	0.504461	12.42482	0.054113	83.09353
9	0.580732	3.599675	0.353541	12.17319	0.042341	83.25052
12	0.503794	3.807338	0.274236	12.04764	0.036019	83.33097
18	0.430648	4.034212	0.192117	11.91037	0.029579	83.40307
24	0.394515	4.154592	0.149946	11.83729	0.026255	83.43740
30	0.372716	4.228227	0.124312	11.79258	0.024231	83.45793
36	0.358095	4.277776	0.107087	11.76250	0.022871	83.47167

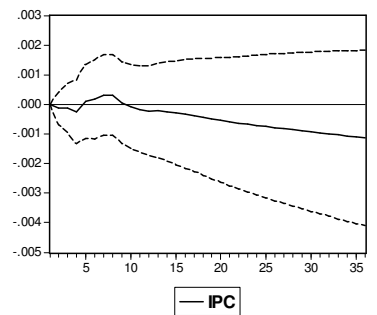
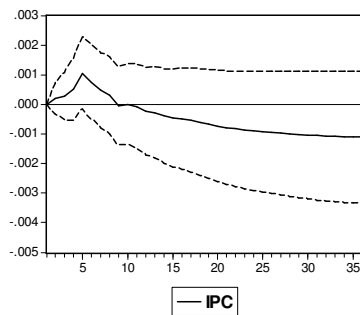
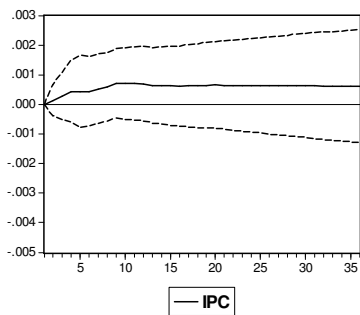
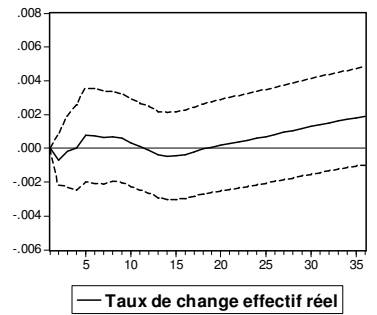
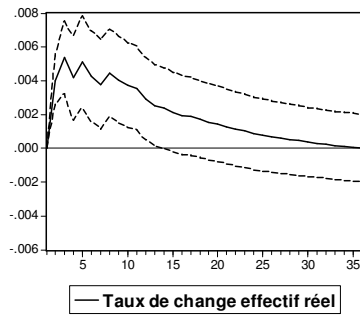
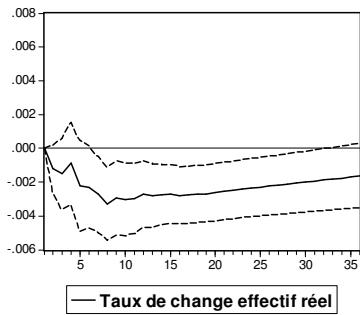
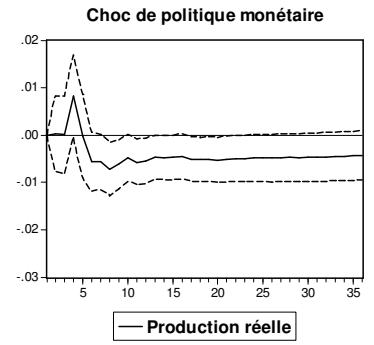
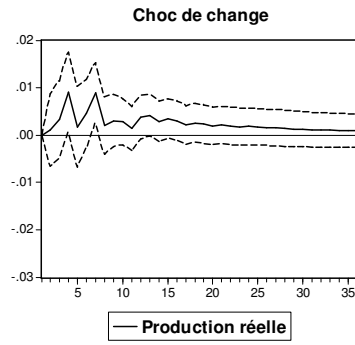
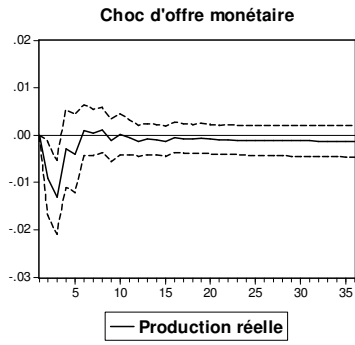
Annexe 19. Test de causalité de Granger des variables du VAR de la Tunisie en niveau intégrant le taux de change nominal TND/euro

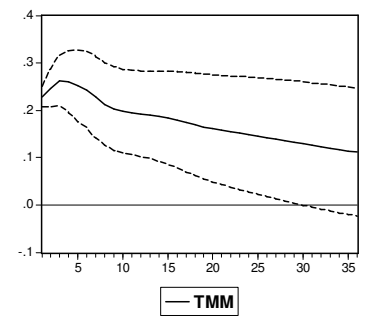
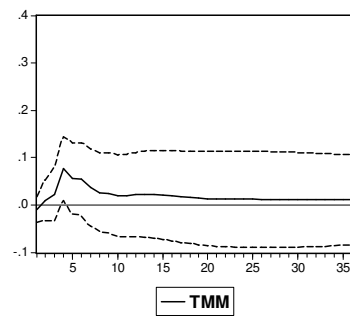
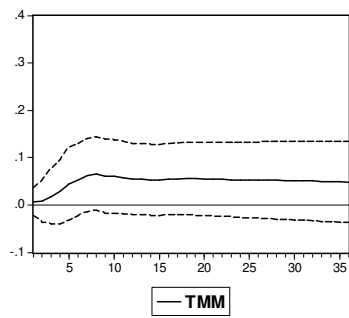
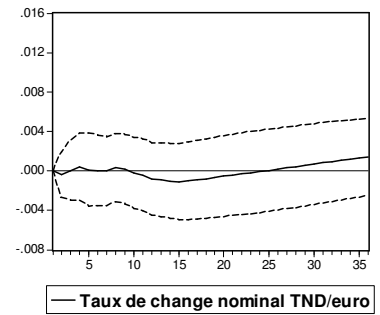
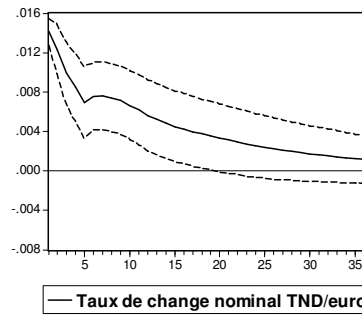
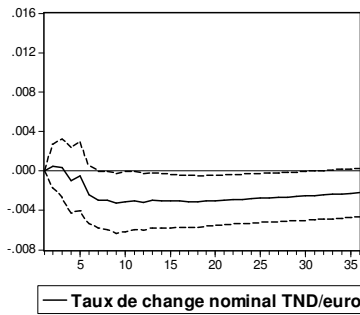
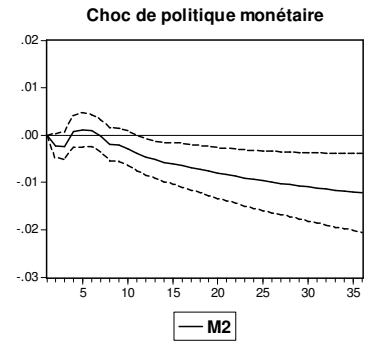
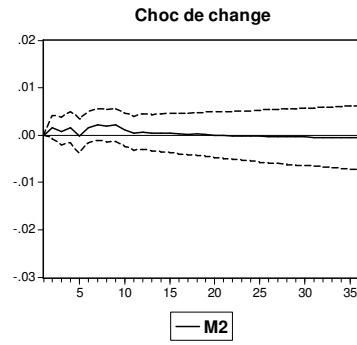
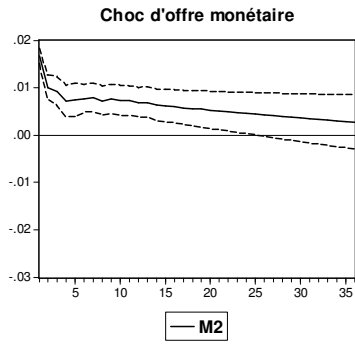
Période de l'étude : 1986:01 - 2006:12			
	Obs	F-Statistic	Probabilité
LREERTUN does not Granger Cause LRPIBTUN LRPIBTUN does not Granger Cause LREERTUN	245	0.87713 1.87167	0.49708 0.10007
LCPITUN does not Granger Cause LRPIBTUN LRPIBTUN does not Granger Cause LCPITUN	245	2.29932 2.27851	0.04584 0.04765
LM2TUN does not Granger Cause LRPIBTUN LRPIBTUN does not Granger Cause LM2TUN	225	4.32706 10.3763	0.00090 6.3E-09
LNEREURO does not Granger Cause LRPIBTUN LRPIBTUN does not Granger Cause LNEREURO	239	0.98194 1.44246	0.42952 0.20993
TMMTUN does not Granger Cause LRPIBTUN LRPIBTUN does not Granger Cause TMMTUN	245	2.78362 0.86421	0.01832 0.50584
LBASETUN does not Granger Cause LRPIBTUN LRPIBTUN does not Granger Cause LBASETUN	239	2.91368 4.58386	0.01431 0.00053
LCPITUN does not Granger Cause LREERTUN LREERTUN does not Granger Cause LCPITUN	258	0.87173 1.26911	0.50064 0.27781
LM2TUN does not Granger Cause LREERTUN LREERTUN does not Granger Cause LM2TUN	239	0.23323 0.66166	0.94764 0.65291
LNEREURO does not Granger Cause LREERTUN LREERTUN does not Granger Cause LNEREURO	253	14.5012 1.68281	2.0E-12 0.13936
TMMTUN does not Granger Cause LREERTUN LREERTUN does not Granger Cause TMMTUN	259	1.33449 0.33820	0.25014 0.88948
LBASETUN does not Granger Cause LREERTUN LREERTUN does not Granger Cause LBASETUN	253	0.43867 0.51005	0.82127 0.76856
LM2TUN does not Granger Cause LCPITUN LCPITUN does not Granger Cause LM2TUN	238	1.98429 1.11923	0.08188 0.35091
LNEREURO does not Granger Cause LCPITUN LCPITUN does not Granger Cause LNEREURO	252	2.05357 1.83602	0.07198 0.10649
TMMTUN does not Granger Cause LCPITUN LCPITUN does not Granger Cause TMMTUN	258	0.90730 1.35787	0.47687 0.24085
LBASETUN does not Granger Cause LCPITUN LCPITUN does not Granger Cause LBASETUN	252	1.54570 2.57274	0.17635 0.02733
LNEREURO does not Granger Cause LM2TUN LM2TUN does not Granger Cause LNEREURO	233	1.23621 1.76472	0.29306 0.12117
TMMTUN does not Granger Cause LM2TUN LM2TUN does not Granger Cause TMMTUN	239	5.89060 0.59684	3.8E-05 0.70241
LBASETUN does not Granger Cause LM2TUN LM2TUN does not Granger Cause LBASETUN	239	0.25394 3.25338	0.93753 0.00739
TMMTUN does not Granger Cause LNEREURO LNEREURO does not Granger Cause TMMTUN	253	1.38312 2.80772	0.23121 0.01742
LBASETUN does not Granger Cause LNEREURO LNEREURO does not Granger Cause LBASETUN	247	3.09360 0.67529	0.01004 0.64257
LBASETUN does not Granger Cause TMMTUN TMMTUN does not Granger Cause LBASETUN	253	1.81505 0.83966	0.11050 0.52268

Annexe 20. Fonctions de réponse du SVECM en niveau de la Tunisie intégrant le taux de change nominal TND/euro









Annexe 21. Décomposition des variances des variables du SVECM en niveau de la Tunisie intégrant le taux de change nominal TND/euro

Décomposition de la Variance de la production réelle en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	92.78219	0.617909	4.125755	2.439140	0.033385	0.001626
3	86.39366	1.092642	5.622830	6.571846	0.317369	0.001657
4	82.97929	1.478063	5.354691	6.326685	2.220979	1.640293
6	79.97157	1.759192	6.860107	6.449152	2.665785	2.294191
9	75.86063	1.897012	7.257274	5.955600	4.373807	4.655676
12	74.13663	2.186739	7.028507	5.768468	4.669995	6.209662
18	71.56521	2.398115	6.671681	5.493464	5.434518	8.437011
24	69.51851	2.373916	6.377029	5.346360	5.594677	10.78951
30	67.87587	2.304026	6.149499	5.296056	5.609424	12.76513
36	66.49187	2.239247	5.979902	5.306905	5.550116	14.43196

Décomposition de la Variance du taux de change effectif réel en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.221987	90.66278	0.113727	0.645211	7.129469	0.226825
3	2.203371	82.54593	0.185080	1.137284	13.76121	0.167122
4	2.601807	80.37224	0.163367	1.131906	15.59364	0.137047
6	5.572423	69.22226	1.248475	2.878585	20.74767	0.330594
9	7.301938	59.48038	1.623346	6.522083	24.61851	0.453745
12	7.265899	54.64130	1.462122	9.363825	26.84340	0.423459
18	6.502957	50.36080	1.785600	13.88961	26.99763	0.463400
24	6.166889	48.31225	2.213765	17.00699	25.78162	0.518490
30	6.517713	47.00764	2.652887	18.62593	24.06399	1.131834
36	7.459202	45.57906	2.956731	19.07713	22.26758	2.660295

Décomposition de la Variance de l'indice des prix à la consommation (CPI) en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	7.841085	0.774832	91.38408	1.28E-29	0.000000	0.000000
2	10.37261	0.878190	88.53123	0.051687	0.107493	0.058794
3	10.67411	0.852781	88.06913	0.152496	0.188071	0.063414
4	8.933347	1.224534	88.93127	0.330464	0.454478	0.125907
6	7.285793	2.131462	88.10354	0.558178	1.798361	0.122663
9	8.170217	4.279294	84.79381	1.087073	1.462479	0.207124
12	8.799043	6.188080	82.15367	1.520366	1.138269	0.200569
18	9.286057	8.019858	79.40473	1.768318	1.189084	0.331954
24	9.578093	9.306784	76.60652	1.917587	1.811539	0.779477
30	9.550782	10.12655	74.31483	1.995039	2.574603	1.438196
36	9.344054	10.66513	72.35845	2.043574	3.307738	2.281060

Décomposition de la Variance de l'agrégat monétaire M2 en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.690575	0.068241	8.048324	91.19286	0.000000	0.000000
2	1.540762	0.102806	11.42148	85.13649	0.595699	1.202768
3	6.862708	0.117040	10.75173	79.80115	0.569996	1.897377
4	10.70925	0.122882	12.82010	73.85377	0.844127	1.649865
6	10.18795	1.839632	15.74184	69.80854	0.927402	1.494637
9	9.955361	3.857603	15.69488	66.87428	1.769438	1.848436
12	9.327918	5.321287	15.24928	64.10555	1.530907	4.465057
18	9.140607	6.593376	15.27645	54.01788	1.076682	13.89501
24	9.359428	6.120997	14.77579	44.29503	0.785517	24.66324
30	9.631958	5.113705	14.25051	35.77957	0.609505	34.61476
36	9.780929	4.110544	13.74550	28.90236	0.506701	42.95397

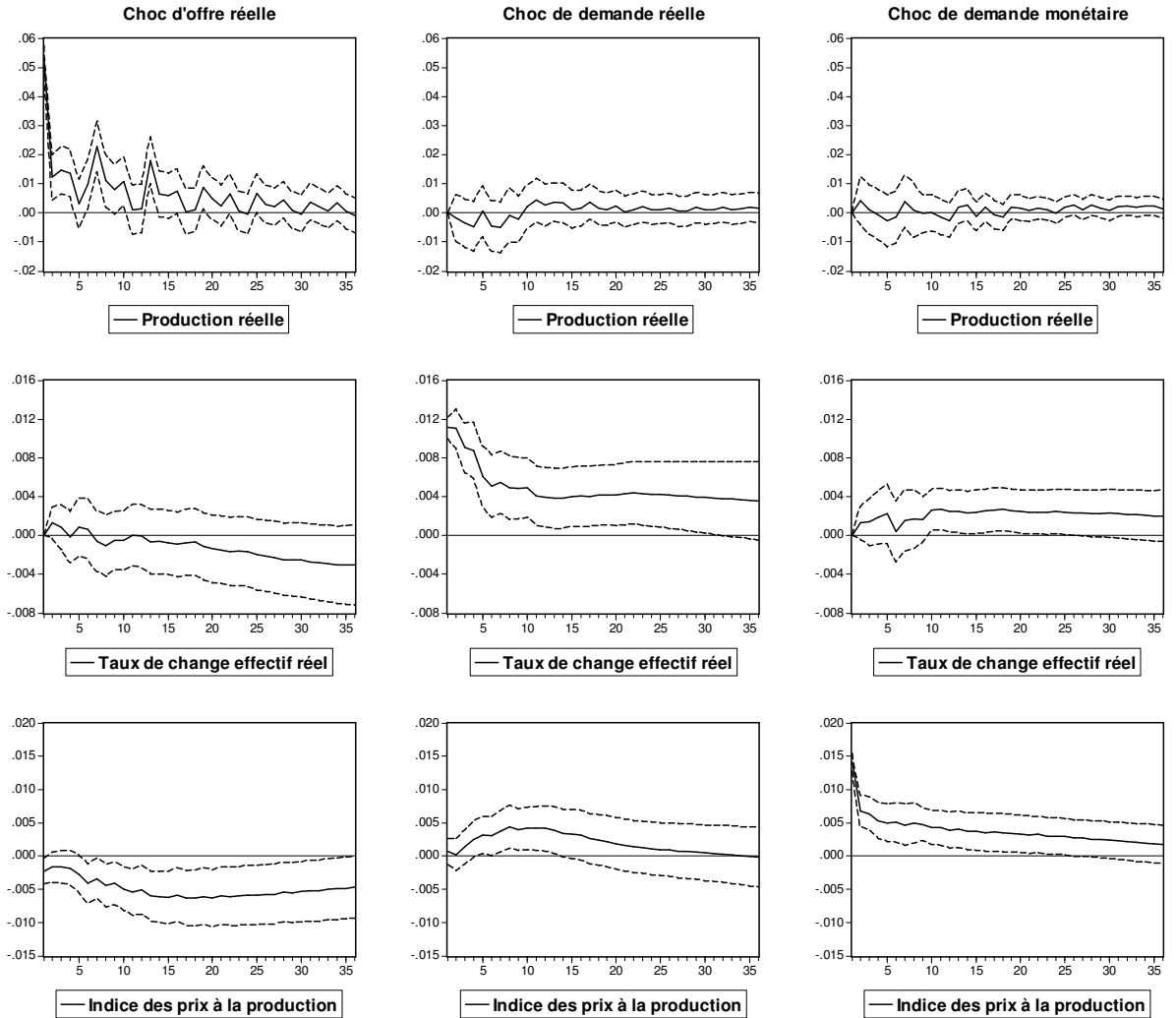
Décomposition de la Variance du taux de change nominal TND/euro en niveau

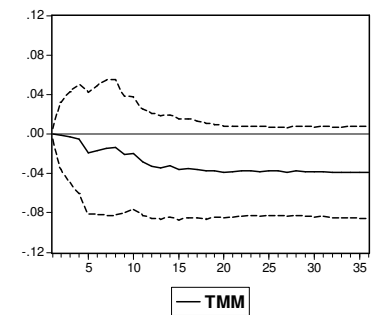
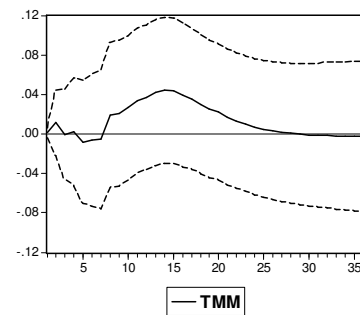
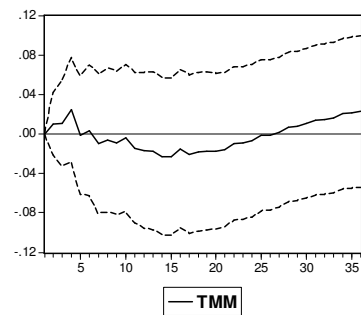
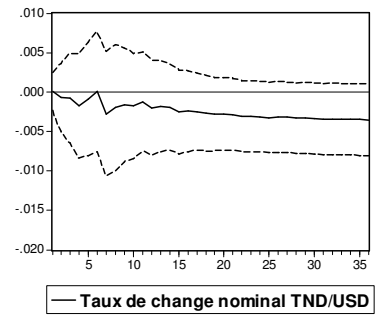
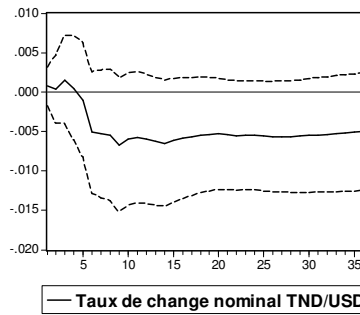
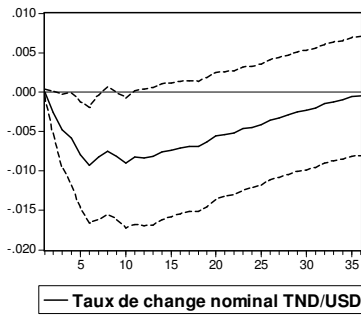
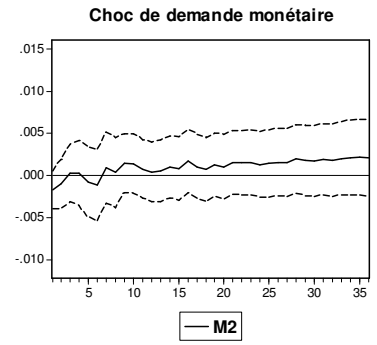
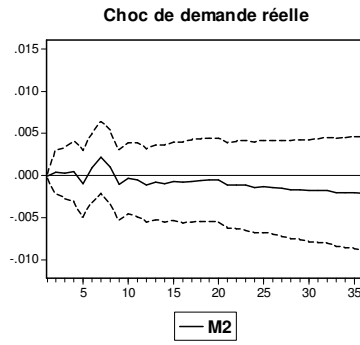
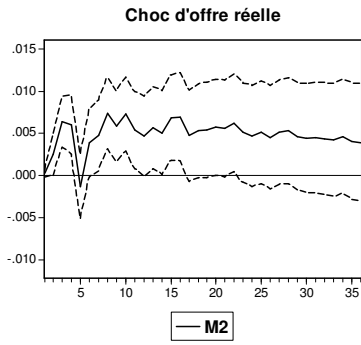
Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	4.936563	14.74177	2.428567	0.000000	77.89310	0.000000
2	7.219417	14.53545	1.734703	0.045949	76.43336	0.031127
3	8.165374	13.64028	3.973903	0.050732	74.14571	0.024005
4	11.30390	11.92496	3.931783	0.181432	72.61322	0.044705
6	15.58669	10.47809	3.579843	0.822124	69.49598	0.037267
9	18.73125	8.039050	3.446181	3.043026	66.70084	0.039656
12	19.48153	6.917724	3.913628	4.682230	64.90619	0.098700
18	19.24952	5.957811	4.266361	7.475167	62.62112	0.430017
24	18.60688	5.529670	4.387435	9.894302	61.12605	0.455666
30	17.93287	5.418236	4.462437	11.79444	59.89679	0.495226
36	17.36931	5.475447	4.506839	13.17845	58.57818	0.891776

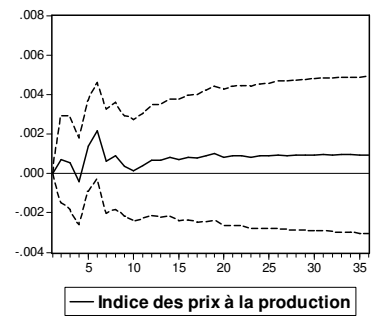
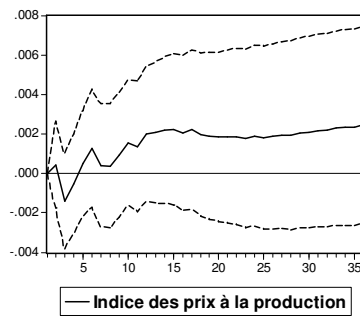
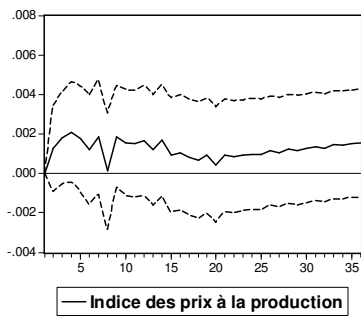
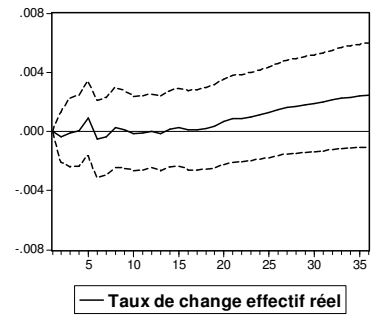
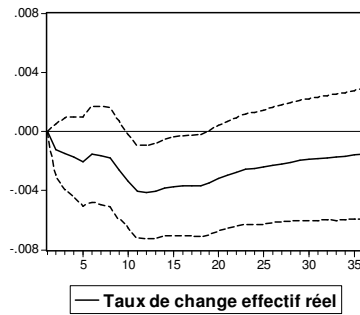
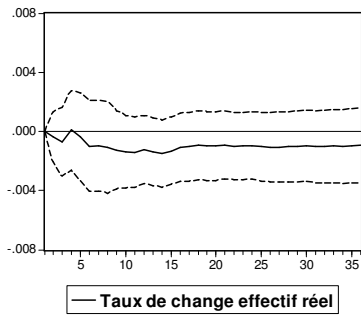
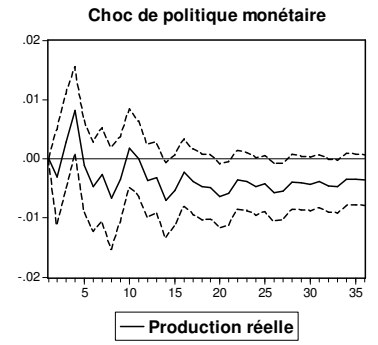
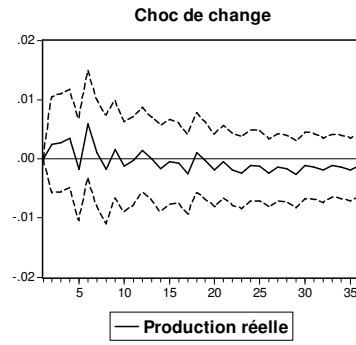
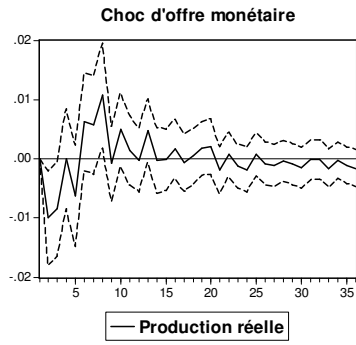
Décomposition de la Variance du TMM en niveau

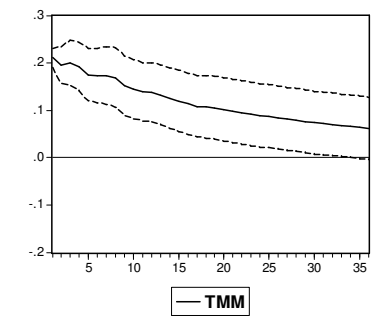
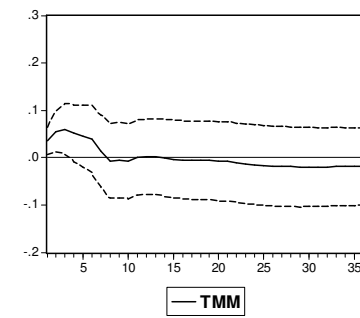
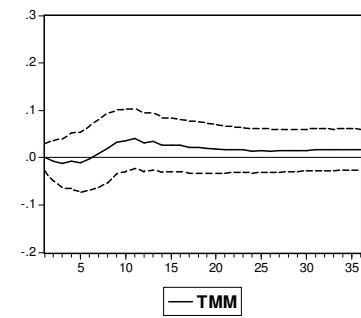
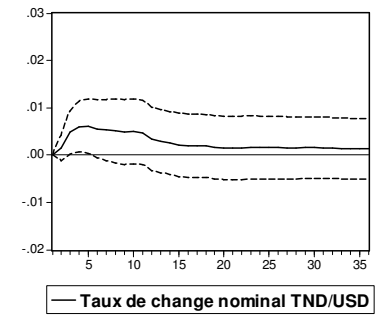
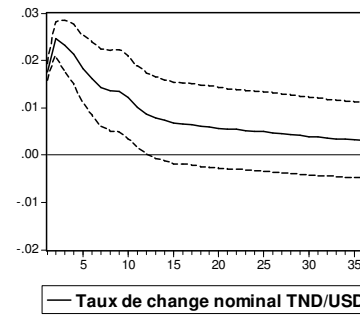
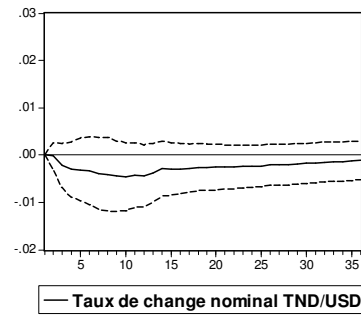
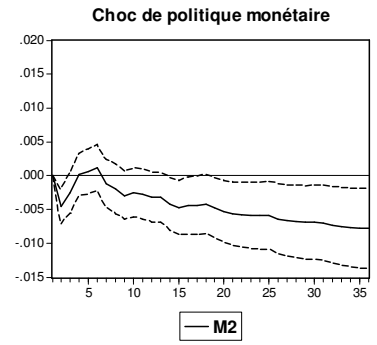
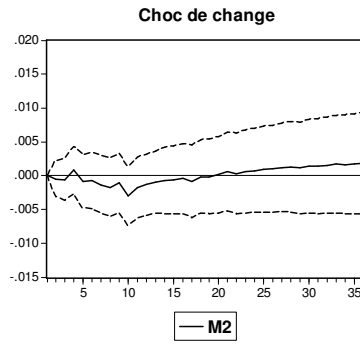
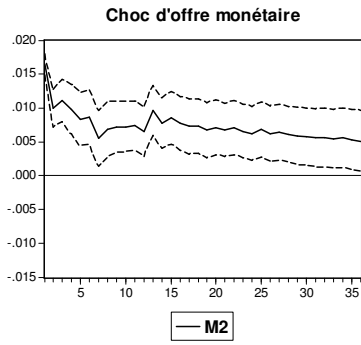
Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.017658	0.031861	0.025957	0.082770	0.183521	99.65823
2	0.048326	0.077607	0.494633	0.093265	0.161420	99.12475
3	0.452142	0.354263	0.314002	0.230148	0.362930	98.28651
4	0.616991	0.262377	0.232558	0.472970	2.536173	95.87893
6	2.031568	0.296056	1.010921	1.482525	3.113611	92.06532
9	3.770717	0.441254	1.539835	3.101839	2.641352	88.50500
12	4.665502	0.859047	1.448844	3.845489	2.291044	86.89007
18	5.261898	1.784026	1.626921	4.657517	1.938940	84.73070
24	5.510876	2.487404	1.920594	5.373721	1.696257	83.01115
30	5.465253	3.150682	2.298294	5.953951	1.548714	81.58311
36	5.295877	3.805600	2.727888	6.454934	1.458870	80.25683

Annexe 22. Fonctions de réponse du SVECM en niveau de la Tunisie intégrant l'indice des prix à la production (PPI)









Annexe 23. Décomposition des variances des variables du SVECM en niveau de la Tunisie intégrant l'indice des prix à la production (PPI)

Décomposition de la Variance de la production réelle en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	95.52936	0.110480	0.559098	3.293579	0.187538	0.319949
3	92.95349	0.479726	0.542756	5.113929	0.382635	0.527469
4	90.69070	1.056917	0.513143	4.709247	0.680159	2.349835
6	87.00365	1.514257	0.726016	6.358494	1.605896	2.791686
9	84.17926	1.836104	0.913204	8.107426	1.423019	3.540984
12	83.12132	2.345283	1.060025	8.294142	1.442370	3.736858
18	81.13719	2.838581	1.243737	7.753561	1.461554	5.565378
24	78.90215	2.891296	1.346658	7.579318	1.616295	7.664285
30	76.83119	2.902514	1.622633	7.351177	1.874565	9.417924
36	75.10294	3.030966	1.985892	7.241961	2.030774	10.60747

Décomposition de la Variance du taux de change effectif réel en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.662962	97.97936	0.665163	0.052205	0.584576	0.055739
3	0.712764	96.91008	1.050075	0.183708	1.100204	0.043167
4	0.578702	95.97426	1.653891	0.148791	1.609229	0.035131
6	0.713826	93.55670	2.427905	0.354023	2.698590	0.248953
9	0.886661	90.32322	3.312520	0.912262	4.327710	0.237626
12	0.771539	82.26865	5.496008	1.502080	9.760047	0.201677
18	0.920814	72.40089	8.110330	2.076069	16.31931	0.172585
24	1.907935	68.11437	9.652584	2.169490	17.65402	0.501603
30	3.935896	64.78654	10.47329	2.298455	16.92823	1.577588
36	6.641183	61.24817	10.72451	2.361305	15.75423	3.270599

Décomposition de la Variance de l'indice des prix à la production (PPI) en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	2.494740	0.224106	97.28115	0.000000	0.000000	0.000000
2	3.073131	0.186288	95.85476	0.614724	0.076573	0.194526
3	3.424333	0.823691	93.21204	1.563932	0.721845	0.254158
4	3.954279	2.585819	89.84927	2.625141	0.715657	0.269835
6	8.454834	6.190028	79.72825	3.001098	0.955326	1.670466
9	13.77473	12.23559	68.43675	3.261272	0.879112	1.412542
12	20.13484	15.54399	58.16147	3.365860	1.646979	1.146864
18	31.97550	15.26395	45.57173	2.850613	3.283714	1.054501
24	39.42973	13.05712	39.93500	2.531070	3.915016	1.132062
30	43.96448	11.31702	36.30675	2.590310	4.582201	1.239228
36	46.44080	10.10393	33.55641	2.908247	5.627155	1.363457

Décomposition de la Variance de l'agrégat monétaire M2 en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.026981	0.002424	1.052104	98.91849	0.000000	0.000000
2	1.569090	0.035898	0.952563	92.19302	0.056904	5.192521
3	8.132369	0.043313	0.688581	86.23060	0.108033	4.797103
4	11.69859	0.069074	0.573845	83.58120	0.182663	3.894628
6	11.37782	0.244242	0.689606	84.03500	0.299550	3.353775
9	18.43035	0.774871	0.797327	75.46938	0.774976	3.753096
12	21.85123	0.735751	0.825483	70.36830	1.574440	4.644796
18	24.01889	0.650382	0.861356	65.18006	1.182392	8.106924
24	24.79002	0.724232	1.062734	59.65087	0.957745	12.81440
30	24.06770	1.010196	1.344281	54.72906	1.002656	17.84611
36	22.69855	1.395069	1.714756	49.93459	1.224748	23.03229

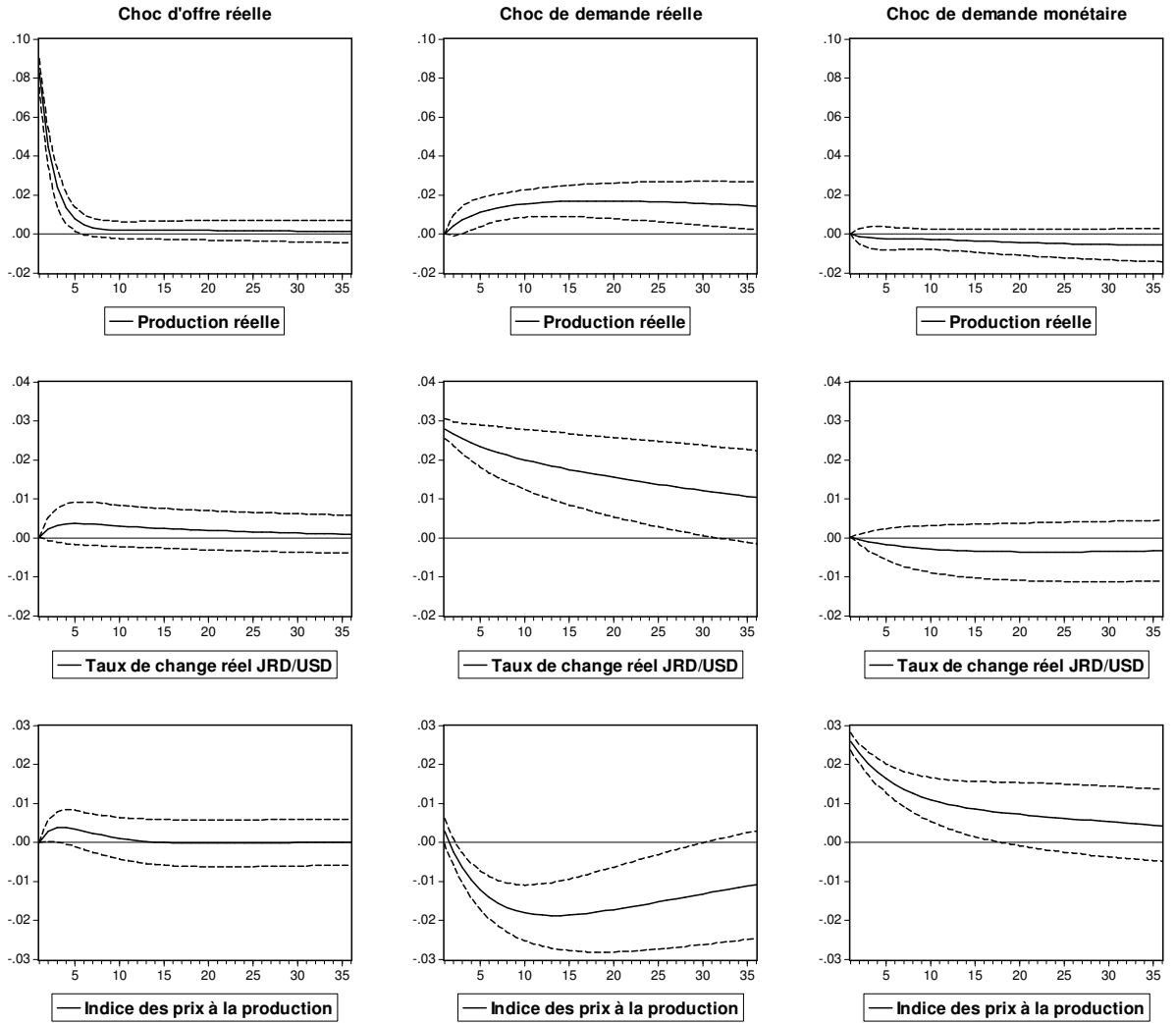
Décomposition de la Variance du taux de change nominal TND/USD en niveau

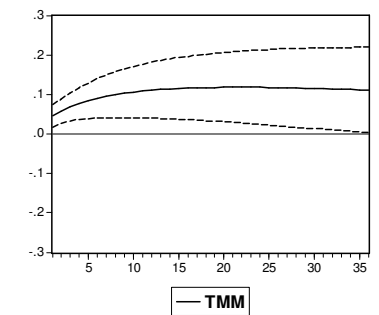
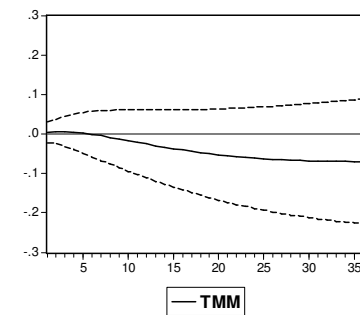
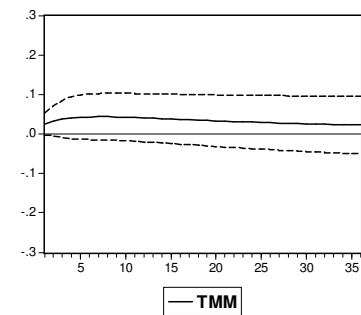
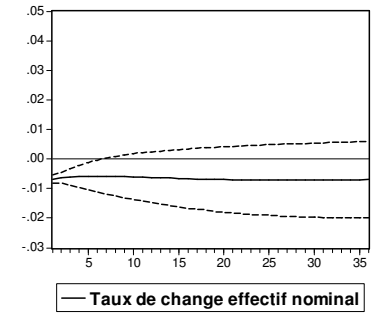
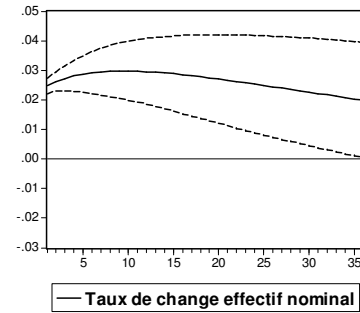
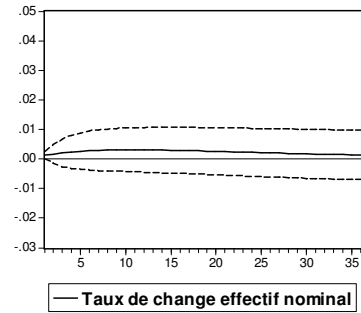
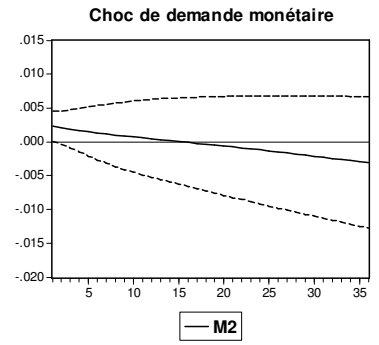
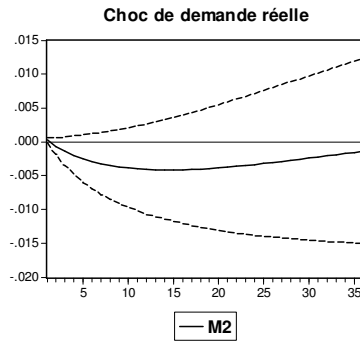
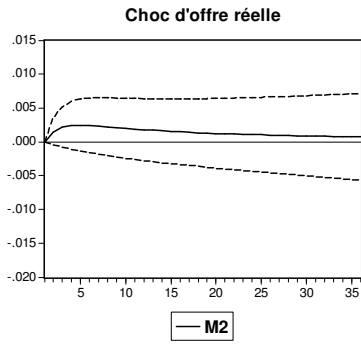
Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	4.04E-05	0.167999	0.001577	0.000000	99.83038	0.000000
2	0.711839	0.074130	0.046051	0.001658	98.94299	0.223331
3	1.986988	0.199095	0.069125	0.309308	95.80474	1.630745
4	3.118844	0.157888	0.198642	0.679438	92.88855	2.956634
6	7.304005	1.049303	0.164318	1.201191	85.86952	4.411667
9	10.30203	3.411398	0.482772	2.229237	78.31156	5.263004
12	13.26051	5.081707	0.591612	3.098427	72.31824	5.649504
18	16.76937	8.055163	1.080338	3.560678	65.28861	5.245839
24	17.77222	10.08729	1.811835	3.799944	61.57913	4.949578
30	17.42379	12.17975	2.640069	3.888326	59.04688	4.821183
36	16.72066	13.92360	3.532437	3.863994	57.20463	4.754677

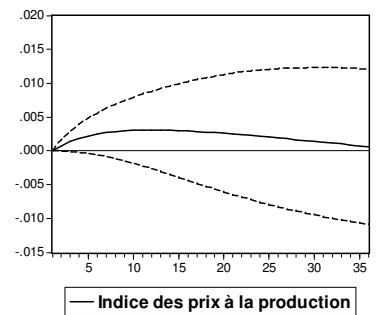
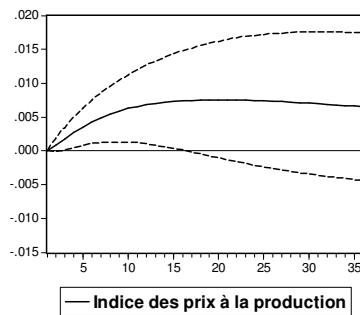
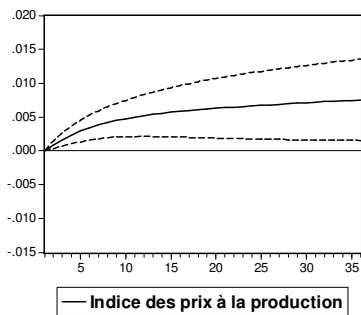
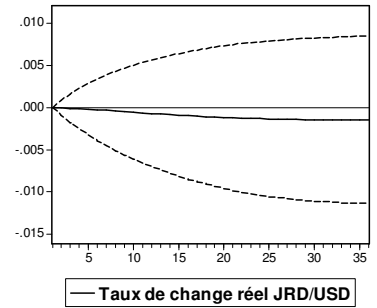
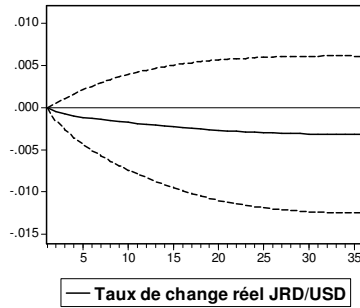
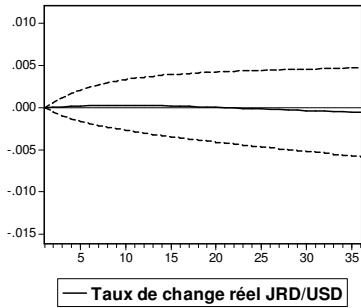
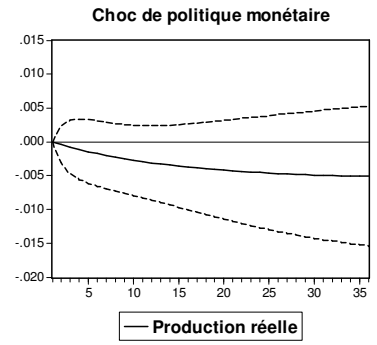
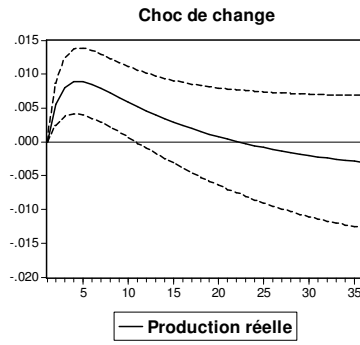
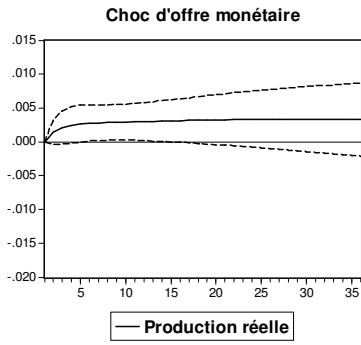
Décomposition de la Variance du TMM en niveau

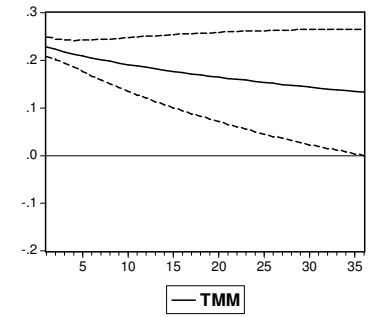
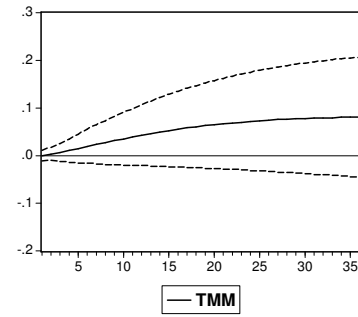
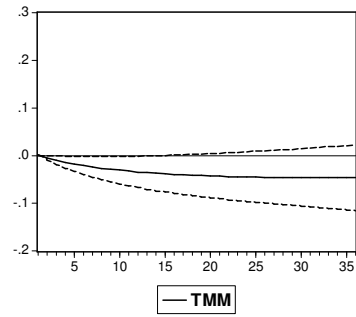
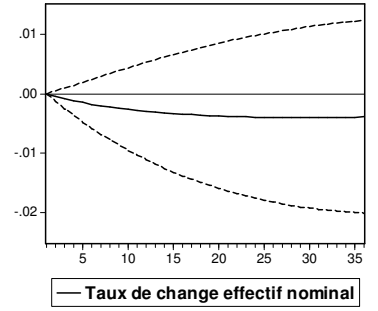
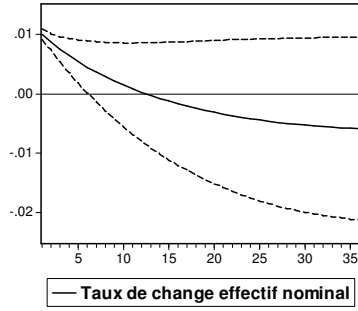
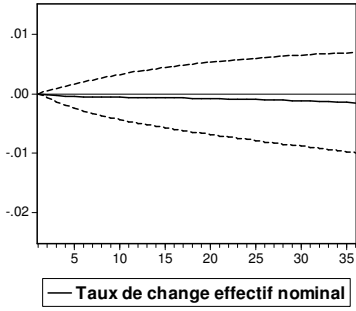
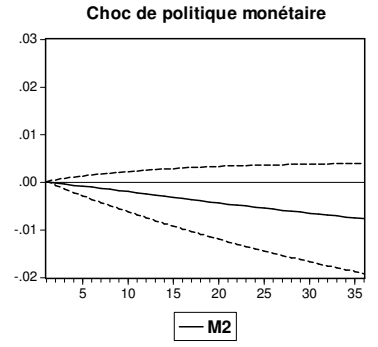
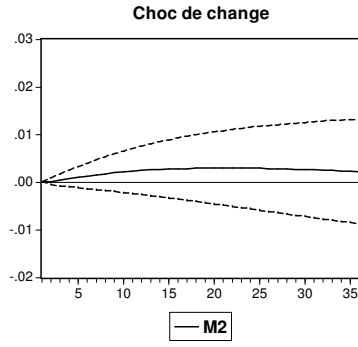
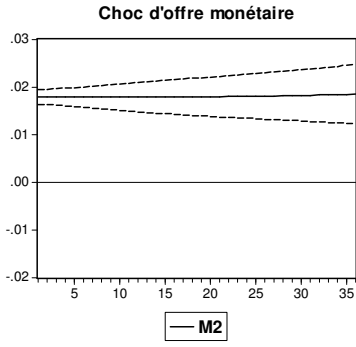
Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	2.60E-08	0.004640	1.01E-06	0.002968	2.778863	97.21353
2	0.121720	0.150096	0.002924	0.053939	4.948206	94.72312
3	0.168583	0.099726	0.009773	0.162431	6.035595	93.52389
4	0.472971	0.078687	0.024792	0.162373	6.165574	93.09560
6	0.348345	0.101829	0.294187	0.168072	5.945422	93.14214
9	0.325230	0.334008	0.477671	0.598814	4.465335	93.79894
12	0.396991	1.102017	0.980137	1.476048	3.695689	92.34912
18	0.782304	2.733988	2.268221	1.996376	2.925884	89.29323
24	0.878774	2.706020	3.515430	2.051635	2.690955	88.15719
30	0.843162	2.487894	4.637051	2.097189	2.814564	87.12014
36	1.104375	2.333590	5.716062	2.208350	2.979144	85.65848

Annexe 24. Fonctions de réponse du SVECM en niveau de la Jordanie intégrant l'indice des prix à la production (PPI)









Annexe 25. Décomposition des variances des variables du SVECM en niveau de la Jordanie intégrant l'indice des prix à la production (PPI)

Décomposition de la Variance de la production réelle en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	99.40879	0.194015	0.022841	0.021521	0.351139	0.001694
3	98.14921	0.707376	0.066233	0.065787	1.003637	0.007754
4	96.41445	1.553623	0.120183	0.124468	1.766940	0.020336
6	92.23697	4.071385	0.236151	0.257701	3.128138	0.069656
9	85.56453	9.074348	0.413454	0.454754	4.287510	0.205402
12	79.19747	14.51821	0.610980	0.635559	4.634764	0.403023
18	68.30386	24.37378	1.123455	0.956703	4.327991	0.914211
24	59.93875	31.74014	1.785435	1.233391	3.805821	1.496466
30	53.63538	36.79619	2.528587	1.468840	3.477995	2.093009
36	48.87943	40.11451	3.284782	1.666349	3.379470	2.675457

Décomposition de la Variance du taux de change réel en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.309582	99.65665	0.017500	8.65E-05	0.016104	8.01E-05
3	0.677894	99.22392	0.057037	0.000429	0.040360	0.000364
4	0.987354	98.82748	0.115575	0.001070	0.067544	0.000977
6	1.389015	98.20246	0.275524	0.002993	0.126332	0.003680
9	1.645509	97.53005	0.577719	0.006108	0.227674	0.012941
12	1.720098	96.98501	0.906829	0.008132	0.350115	0.029816
18	1.704015	95.99428	1.547814	0.008412	0.659368	0.086107
24	1.634910	95.04680	2.115401	0.007412	1.031075	0.164402
30	1.562583	94.14385	2.599878	0.010274	1.431119	0.252294
36	1.498357	93.30476	3.005425	0.021270	1.831270	0.338918

Décomposition de la Variance de l'indice des prix à la production (PPI) en niveau

Période Mensuelle	Offre réelle	Demande réelle	Demande monétaire	Offre monétaire	Change	Politique monétaire
1	0.000000	1.203772	98.79623	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.710710	1.138448	97.99009	0.061670	0.053591	0.045487
3	1.404988	3.316163	94.71684	0.204038	0.219149	0.138822
4	1.812113	7.026156	89.98058	0.412400	0.506064	0.262685
6	1.938368	16.38801	78.84065	0.943207	1.351122	0.538651
9	1.539042	29.43064	63.50501	1.789896	2.845239	0.890174
12	1.170054	38.58199	52.36538	2.554172	4.211338	1.117065
18	0.783348	48.12930	39.59940	3.873051	6.306393	1.308509
24	0.614528	51.82671	33.31147	5.123586	7.803710	1.319988
30	0.524527	53.04445	29.80283	6.446381	8.928459	1.253354
36	0.470541	53.09283	27.59648	7.898515	9.781304	1.160334

Décomposition de la Variance de l'agrégat monétaire M2 en niveau

<u>Période Mensuelle</u>	<u>Offre réelle</u>	<u>Demande réelle</u>	<u>Demande monétaire</u>	<u>Offre monétaire</u>	<u>Change</u>	<u>Politique monétaire</u>
1	4.74E-34	0.019501	1.600483	98.38002	8.38E-38	3.97E-32
2	0.330554	0.078160	1.458731	98.12206	0.003872	0.006622
3	0.689331	0.255699	1.322976	97.68920	0.020073	0.022723
4	0.958490	0.502748	1.199137	97.23811	0.052642	0.048876
6	1.236892	1.085016	0.989443	96.39027	0.165451	0.132931
9	1.305634	1.943106	0.753617	95.24195	0.414555	0.341137
12	1.233548	2.625082	0.585645	94.21269	0.695667	0.647368
18	1.030782	3.357151	0.388093	92.50328	1.187630	1.533061
24	0.858235	3.438039	0.340769	91.14228	1.488893	2.731788
30	0.723227	3.153956	0.441292	89.91164	1.597164	4.172719
36	0.616184	2.727397	0.692585	88.62438	1.558653	5.780803

Décomposition de la Variance du taux de change effectif nominal en niveau

<u>Période Mensuelle</u>	<u>Offre réelle</u>	<u>Demande réelle</u>	<u>Demande monétaire</u>	<u>Offre monétaire</u>	<u>Change</u>	<u>Politique monétaire</u>
1	0.192183	80.59141	6.082019	0.000000	13.13439	4.17E-31
2	0.271095	82.94078	5.575410	0.001601	11.19855	0.012558
3	0.350617	84.81815	5.185167	0.004300	9.604597	0.037165
4	0.426286	86.32213	4.885434	0.007399	8.288752	0.070002
6	0.557275	88.50087	4.484674	0.013479	6.293034	0.150663
9	0.696398	90.40669	4.208183	0.020910	4.378576	0.289240
12	0.777534	91.34261	4.162165	0.026597	3.257244	0.433846
18	0.832685	91.72509	4.414431	0.036674	2.274267	0.716853
24	0.819091	91.16510	4.857647	0.050036	2.130664	0.977458
30	0.781702	90.22777	5.341549	0.071180	2.369843	1.207960
36	0.739472	89.17033	5.799934	0.104135	2.781971	1.404160

Décomposition de la Variance du TMM en niveau

<u>Période Mensuelle</u>	<u>Offre réelle</u>	<u>Demande réelle</u>	<u>Demande monétaire</u>	<u>Offre monétaire</u>	<u>Change</u>	<u>Politique monétaire</u>
1	1.130004	0.025353	3.894171	0.000000	0.000527	94.94994
2	1.547391	0.042067	5.083436	0.029006	0.005554	93.29255
3	1.900857	0.048534	6.290154	0.086994	0.025812	91.64765
4	2.189582	0.045741	7.483002	0.165828	0.065423	90.05042
6	2.601840	0.032415	9.753438	0.363401	0.210978	87.03793
9	2.924652	0.076729	12.74696	0.706564	0.597182	82.94791
12	3.030864	0.281370	15.20402	1.058551	1.155013	79.27018
18	2.940698	1.181493	18.72395	1.701701	2.578459	72.87370
24	2.719023	2.427267	20.90546	2.228884	4.113393	67.60597
30	2.495179	3.669241	22.26489	2.651502	5.547052	63.37214
36	2.305276	4.730560	23.13564	2.994401	6.797565	60.03656

Annexe 26. Codes ISO des devises

TND	Dinar tunisien
EGP	Livre égyptienne
JRD	Dinar jordanien
MAD	Dirham marocain
FRF	Franc français
ITL	Lire italienne
DEM	Deutsch mark
ESP	Peseta espagnole
NLG	Florin néerlandais
GBP	Livre britannique
BEF	Franc belge
USD	Dollar des États-Unis
JPY	Yen japonais