



**HAL**  
open science

# Trois Essais sur la politique monétaire avec hétérogénéité des agents : analyse par une approche DSGE

Franck Xavier Signe

► **To cite this version:**

Franck Xavier Signe. Trois Essais sur la politique monétaire avec hétérogénéité des agents : analyse par une approche DSGE. Economies et finances. Université de Rennes; Université de Yaoundé II, 2023. Français. NNT : 2023URENG016 . tel-04909306

**HAL Id: tel-04909306**

**<https://theses.hal.science/tel-04909306v1>**

Submitted on 23 Jan 2025

**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.

# THESE DE DOCTORAT DE

L'UNIVERSITE DE RENNES  
ET  
L'UNIVERSITE DE YAOUNDE 2  
ECOLE DOCTORALE N° 597  
*Sciences économiques et sciences de gestion - Bretagne*  
Spécialité : « *Ingénierie Économique et Financière* »

Par

**Franck Xavier SIGNE**

**« Trois Essais sur la Politique Monétaire avec Hétérogénéité des Agents : analyse par une approche DSGE »**

Thèse présentée et soutenue à « Yaoundé », le « 15-Mars-2023 »

Unité de recherche : CREM, LAREM

Thèse N° :

## Rapporteurs avant soutenance :

Cristina BADARAU : Maître de conférences, Université de Bordeaux

Clovis MIAMO WENDJI : Professeur, Université de Dschang

## Composition du Jury :

Président : Francis BAYE MENJO

Professeur, Université de Yaoundé 2

Examineurs : Cristina BADARAU

Maître de conférences, Université de Bordeaux

Valérie ONGOLO ZOGO

Professeur, Université de Yaoundé 2

Christophe TAVERA

Professeur, Université de Rennes

Clovis MIAMO WENDJI

Professeur, Université de Dschang

Dir. de thèse : Jean-Christophe POUTINEAU

Professeur, Université de Rennes

Co-dir. de thèse : Jean-Marie GANKOU

Professeur, Université de Yaoundé 2

**TROIS ESSAIS SUR LA POLITIQUE MONETAIRE  
AVEC HETEROGENEITE DES AGENTS : ANALYSE  
PAR  
UNE APPROCHE DSGE**

**Thèse en cotutelle  
Doctorat en sciences économiques**

**Franck Xavier SIGNE**

Sous la direction de:

Jean Christophe POUTINEAU

et

Jean Marie GANKOU

# Sommaire

<b>Sommaire</b>	<b>ii</b>
<b>Avant-propos</b>	<b>iv</b>
<b>Dédicace</b>	<b>v</b>
<b>Remerciements</b>	<b>vi</b>
<b>Liste des Sigles et Abréviations</b>	<b>viii</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>x</b>
<b>Liste des figures</b>	<b>xii</b>
<b>Résumé</b>	<b>xiii</b>
<b>Abstract</b>	<b>xiv</b>
<b>Introduction générale</b>	<b>1</b>
<b>1 Politique monétaire en économie ouverte : modèles RANK, HANK et TANK</b>	<b>12</b>
1.1 Prise en compte de l'hétérogénéité dans les modèles DSGE . . . . .	15
1.2 Présentation du modèle . . . . .	19
1.3 Calibrage et estimations des paramètres . . . . .	32
1.4 Fonctions de réponses impulsionnelles (irfs) . . . . .	37
1.5 Caractéristiques empiriques des modèles . . . . .	40
1.6 Sensibilité du modèle . . . . .	45
<b>2 Politique monétaire avec le modèle THANK en économie ouverte : USA vs Europe</b>	<b>49</b>
2.1 Faits stylisés et revue de la littérature . . . . .	51
2.2 Présentation du modèle . . . . .	56
2.3 Calibrage et estimations des paramètres . . . . .	65
2.4 Fonctions de réponses impulsionnelles (Irf) . . . . .	70
2.5 Caractéristiques empiriques du modèle . . . . .	73
2.6 Sensibilité du modèle . . . . .	76
<b>3 Politique monétaire en économie ouverte : cas de la zone CEMAC</b>	<b>81</b>
3.1 Faits stylisés et revue de la littérature . . . . .	84
3.2 Présentation du modèle . . . . .	86

3.3	Calibrage et estimations des paramètres . . . . .	95
3.4	Fonctions de réponses impulsionnelles (Irf) . . . . .	99
3.5	Caractéristiques empiriques du modèle . . . . .	103
3.6	Sensibilité du modèle . . . . .	105
<b>A</b>	<b>Équation d'Euler, contrainte budgétaire et écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints dans une économie ouverte en change fixe et flexible</b>	<b>112</b>
A.1	Équation d'Euler . . . . .	112
A.2	Consommation intratemporelle . . . . .	117
A.3	Écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints	118
A.4	Méthode d'identification et de sensibilité . . . . .	118
A.5	Méthodes d'estimations . . . . .	120
A.6	Estimation des paramètres modèles RANK, HANK et TANK . . . . .	121
A.7	Définitions des paramètres et des chocs . . . . .	132
<b>B</b>	<b>Équation d'Euler à partir des fonctions de valeurs</b>	<b>137</b>
B.1	Déterminons l'équation d'Euler . . . . .	138
B.2	L'écart de consommation entre les deux groupes de ménages . . . . .	138
B.3	Liquidité et inégalité . . . . .	139
B.4	Estimations des paramètres modèles RANK et THANK . . . . .	140
B.5	Définitions des chocs et paramètres . . . . .	146
<b>C</b>	<b>Equation d'Euler, contrainte budgétaire et écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints zone franc</b>	<b>151</b>
C.1	Déterminons l'équation d'Euler agrégée . . . . .	152
C.2	L'écart de consommation entre les deux groupes de ménages . . . . .	153
C.3	Liquidité et inégalité . . . . .	153
C.4	Estimations des paramètres modèles RANK et THANK . . . . .	154
C.5	Définitions des chocs et des paramètres . . . . .	157
	<b>Bibliographie</b>	<b>160</b>
	<b>Sommaire</b>	<b>162</b>

# **Avant-propos**

« L'université de Yaoundé 2 Soa et l'université de Rennes 1 n'entendent donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur ».

# Dédicace

À

Mes parents

# Remerciements

Cette thèse est un projet qui n'aurait pu connaître ce dénouement sans le soutien moral, financier, le sacrifice, les conseils et la contribution effective de plusieurs personnes. Ces quelques lignes leur sont dédiées pour leur témoigner ma gratitude.

J'adresse mes remerciements au Professeur Gankou Jean-Marie et le Professeur Poutineau Jean Christophe qui ont accepté diriger ce travail. Son achèvement doit beaucoup à leur patience et à l'intérêt qu'ils ont toujours su lui porter. J'ai bénéficié durant ces années, de leurs conseils avisés et de leur soutien moral dans les moments difficiles. Toutes ces critiques et ces suggestions ont constitué pour moi une aide précieuse dans la conduite de ce travail.

Je tiens à remercier l'Université de Rennes 1 et l'Université de Yaoundé 2 SOA, au sein desquelles j'ai pu bénéficier d'excellentes conditions de travail et de tous les avantages de recherche. Je m'adresse à tous les membres du Laboratoire d'Analyse et de Recherche en Économie Mathématique (LAREM), anciens et nouveaux, qui m'ont exprimé à leur manière, leur sympathie. Pour ne pas en oublier, je n'ose pas citer de noms. Mais j'exprime particulièrement ma reconnaissance au Docteur Mognol Herve, Docteur Nguenkwe, Docteur Mpenya pour leur disponibilité et leurs conseils. Ma gratitude va aussi à l'endroit de tous les membres du Centre de Recherche en Économie et Management (CREM).

Je remercie également toute l'équipe du logiciel Dynare qui, durant des séminaires m'ont permis d'approfondir mes connaissances sur la modélisation et l'estimation bayésienne des modèles DSGE. Plus particulièrement Stéphane Adjemian de l'Université du Maine sur les prévisions parfaites des modèles DSGE, Michel Juillard de la Banque de France sur les méthodes d'approximation, Willi Mutschler de l'Université de Tuebingen sur les techniques d'identification des paramètres, Johannes Pfeifer de l'Université de Bundeswehr München sur la méthode d'estimation et les filtres non linéaires des paramètres,



Marco Ratto du Centre de Recherche de la Commission Européenne sur les méthodes d'analyse de l'identification et de la sensibilité des modèles DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) et Sébastien Villemot du CEPREMAP (Centre d'Études Prospectives d'Économie Mathématique Appliquées à la Planification) sur les processus macro.

Mon infinie reconnaissance à mes parents pour l'attention et le soutien qu'ils m'ont accordés. Je pense particulièrement à ma fiancée et ma fille qui m'ont donné la tendresse nécessaire durant les moments difficiles. Je dis merci à toute ma famille pour leur soutien pendant toutes les années de rédaction de cette thèse.

Je remercie tous mes amis pour leur encouragement et leur soutien. Je pense particulièrement à tous mes camarades de l'université qui ont su me soutenir lors des moments difficiles. À tous ceux qui, de près ou de loin, ont contribué à l'achèvement de ce travail, trouvez ici l'expression de ma reconnaissance.

# Liste des Sigles et Abréviations

**BCE** : Banque Centrale Européenne

**BEAC** : Banque des États de l'Afrique centrale

**CEMAC** : Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale

**CEPREMAP** : Centre d'Études Prospectives d'Économie Mathématique Appliquées à la Planification

**CREM** : Centre de Recherche en Économie et Management

**DSGE** : Dynamic Stochastic General Equilibrium

**FAO** : Food and Agriculture Organisation

**FED** : Federal Reserve Board

**FMI** : Fonds Monétaire International

**HANK** : Heterogenous Agent New Keynesian

**IPC** : Indice des Prix à la Consommation

**IPP** : Indice des Prix à la Production

**LAREM** : Laboratoire d'Analyse et de Recherche en Économie Mathématique

**MCMC** : Markov chain Monte Carlo

**NBER** : National Bureau of Economic Research

**PIB** : Produit Intérieur Brut

**PTI** : Parité du Taux d'Intérêt

**RANK** : Representative Agents New Keynesian

**TANK** : Two-Agent New Keynesian

**THANK** : Two Heterogenous Agent New Keynesian

**USA** : United States of America

# Liste des tableaux

1.1	Paramètres calibrés . . . . .	34
1.2	Model Comparison (based on Laplace approximation) . . . . .	35
1.4	Écart des paramètres . . . . .	35
1.5	(continued) . . . . .	36
1.6	Sélection des Moments d'ordre deux . . . . .	43
1.7	(continued) . . . . .	44
1.8	VARIANCE DECOMPOSITION (in percent) . . . . .	44
1.9	(continued) . . . . .	45
2.1	Paramètres calibrés . . . . .	67
2.2	Model Comparison (based on Laplace approximation) . . . . .	68
2.4	Écart des paramètres . . . . .	69
2.5	(continued) . . . . .	70
2.6	Sélection des Moments d'ordre deux . . . . .	75
2.7	(continued) . . . . .	76
2.8	VARIANCE DECOMPOSITION (in percent) . . . . .	76
3.1	Paramètres calibrés . . . . .	96
3.2	Model Comparison (based on Modified Harmonic Mean Estimator) . . . . .	98
3.4	Écart des paramètres . . . . .	98
3.5	(continued) . . . . .	99
3.6	Sélection des Moments d'ordre deux . . . . .	104
3.8	VARIANCE DECOMPOSITION (in percent) . . . . .	105
A.1	Results from Metropolis-Hastings (parameters) . . . . .	121
A.2	(continued) . . . . .	122
A.2	(continued) . . . . .	123
A.3	Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)	123
A.4	(continued) . . . . .	124
A.5	Results from Metropolis-Hastings (parameters) . . . . .	124
A.6	(continued) . . . . .	125
A.6	(continued) . . . . .	126
A.6	(continued) . . . . .	127
A.7	Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)	127
A.8	(continued) . . . . .	128
A.9	Results from Metropolis-Hastings (parameters) . . . . .	128
A.10	(continued) . . . . .	129
A.10	(continued) . . . . .	130
A.10	(continued) . . . . .	131
A.11	Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)	131

A.12 (continued)	132
A.13 Endogenous	132
A.14 Exogenous	133
A.15 Parameters	134
B.1 Results from Metropolis-Hastings (parameters)	140
B.2 (continued)	141
B.2 (continued)	142
B.3 Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)	142
B.4 (continued)	143
B.5 Results from Metropolis-Hastings (parameters)	143
B.6 (continued)	144
B.6 (continued)	145
B.7 Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)	146
B.9 Endogenous	146
B.10 Exogenous	147
B.11 Parameters	148
C.1 Results from Metropolis-Hastings (parameters)	154
C.2 (continued)	155
C.3 Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)	155
C.4 (continued)	156
C.5 Results from Metropolis-Hastings (parameters)	156
C.6 (continued)	157
C.7 Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)	157
C.9 Endogenous	158
C.10 Exogenous	158
C.11 Parameters	158

# Liste des figures

0.1	Canaux de transmission de la politique monétaire . . . . .	3
1.1	Faits stylisés UE . . . . .	16
1.2	Faits stylisés USA . . . . .	17
1.3	Données stationnaires . . . . .	33
1.4	Choc de demande . . . . .	39
1.5	Choc d'offre . . . . .	41
1.6	Choc de demande ( $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ ) . . . . .	46
1.7	Choc d'offre ( $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ ) . . . . .	47
2.1	Risque de pauvreté . . . . .	53
2.2	Part de la pauvreté aux USA . . . . .	54
2.3	Données stationnaires . . . . .	66
2.4	Irfs choc de demande . . . . .	72
2.5	Irfs choc d'offre . . . . .	74
2.6	Choc de demande ( $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ ) . . . . .	78
2.7	Choc d'offre ( $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ ) . . . . .	79
3.1	Part de l'emploi agricole sur l'emploi totale et taux d'intérêt CEMAC . . . . .	85
3.2	Données stationnaires . . . . .	96
3.3	Irfs choc de demande . . . . .	100
3.4	Irfs choc d'offre . . . . .	101
3.5	Irfs choc extérieur . . . . .	102
3.6	Choc de demande ( $\phi_{RANK}^e = \phi_{THANK}^e = 0$ ) . . . . .	106
3.7	Choc d'offre ( $\phi_{RANK}^e = \phi_{THANK}^e = 0$ ) . . . . .	107
3.8	Choc extérieur ( $\phi_{RANK}^e = \phi_{THANK}^e = 0$ ) . . . . .	108

# Résumé

Cette thèse cherche à évaluer quantitativement comment la prise en compte de l'hétérogénéité des ménages peut améliorer la conduite de la politique monétaire dans une union monétaire. **Au chapitre un**, nous avons construit trois modèles (pour la zone Euro et les USA) : le modèle RANK où les ménages sont « Ramsey » ; le modèle HANK qui tient compte des trois composantes de l'hétérogénéité (la dispersion de consommation entre les ménages « Ramsey », de l'écart de consommation entre les ménages « Ramsey » et « Hand to mouth » et de la variation des ménages « Hand to mouth ») et enfin du modèle TANK qui tient compte uniquement de l'écart de consommation entre les deux groupes de ménages. **Au chapitre deux** nous avons construits deux modèles (pour la zone Euro et les USA), le modèle RANK et le modèle THANK qui tient compte de la variation des inégalités de revenu dans la fonction de consommation des ménages. Et enfin au **chapitre trois** nous avons construit deux modèles (le modèle RANK où les ménages sont non agricoles et le modèle THANK où on tient compte des ménages agricoles et non agricoles). En utilisant des techniques bayésiennes, nous estimons ces modèles DSGE et trouvons des preuves du rôle clé de la prise en compte de l'hétérogénéité dans la conduite de la politique monétaire en zone Euro, aux USA et en zone CEMAC. Nos modèles révèlent également que lorsqu'il y a une certaine coordination entre les politiques monétaires de la zone Euro et des USA les modèles avec hétérogénéités sont toujours plus informatifs que le modèle à agents représentatifs. En zone CEMAC le taux de change fixe avec la zone Euro montre que le modèle avec hétérogénéité des agents est fortement soutenu par les données que le modèle avec agent représentatif et la CEMAC est plus affectée par le choc extérieur.

**Mots-clés :** Hétérogénéité, RANK, HANK, THANK, Politique monétaire, Nouveau modèle keynésien, zone CEMAC, zone Euro, USA.

# Abstract

This thesis seeks to quantitatively assess how taking into account household heterogeneity can improve the conduct of monetary policy in an monetary union. In **chapter one**, we constructed three models (for the Eurozone and the US): the RANK model where households are Ramsey; the HANK model which takes into account the three components of heterogeneity (the dispersion of consumption between Ramsey households, the consumption gap between Ramsey and Hand to mouth households and the variation of Hand to mouth households) and finally the TANK model which only takes into account the consumption gap between the two groups of households. In **chapter two** we constructed two models (for the Eurozone and the USA), the RANK model and the THANK model which takes into account the variation of income inequalities in the household consumption function. Finally, in **Chapter Three** we constructed two models (the RANK model where households are non-farming and the THANK model where both farming and non-farming households are considered). Using Bayesian techniques, we estimate these DSGE models and find evidence of the key role of accounting for heterogeneity in the conduct of monetary policy in the Eurozone, the US and the CEMAC zone. Our models also reveal that when there is some coordination between Eurozone and US monetary policies, the models with heterogeneities are always more informative than the model with representative agents. In the CEMAC zone, the fixed exchange rate with the Euro zone shows that the model with agent heterogeneity is strongly supported by the data than the model with representative agent and the CEMAC is more affected by the external shock.

**Key words:** Heterogeneity, RANK, HANK, THANK, Monetary policy, New Keynesian model, CEMAC zone, Euro zone, USA.



# **Introduction générale**

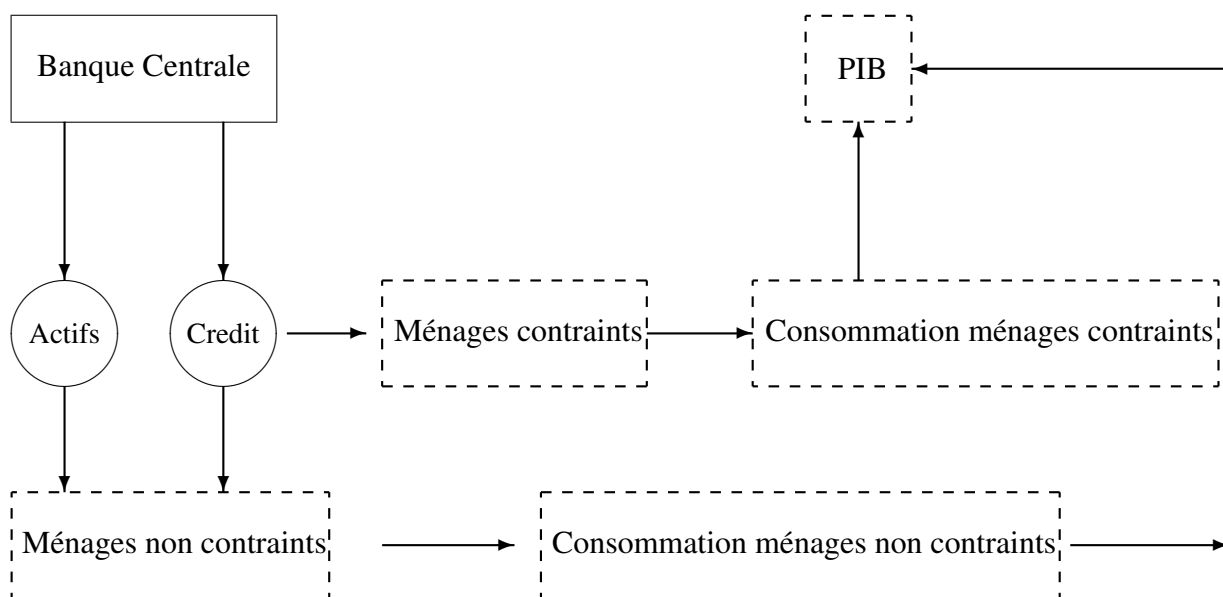
## Contexte et justification de l'étude

Durant les années qui suivent la crise financière de 2008, les banques centrales avaient pour objectif principal la stabilisation des prix et pour objectif secondaire la stabilité de l'activité économique. À court terme, elles menaient des politiques monétaires expansionnistes à travers la baisse de leurs taux directeurs. Et dès lors que la production était stable, elles augmentaient leurs taux directeurs pour stabiliser le niveau général des prix. Pour atteindre ces objectifs, les modèles avaient été développés pour servir d'aide à la prise de décision. De manière générale, pour analyser la conduite de la politique monétaire en économie ouverte, on pouvait utiliser les modèles de petite échelle ou les modèles à grande échelle. En ce qui concerne les premiers, la possibilité d'obtenir des résultats satisfaisants était faible dans la mesure où leur petite taille ne permettait pas de tester toutes les spéculations domestiques et étrangères et leurs implications macroéconomiques pour un large éventail de pays (deux ou plusieurs). Pour les seconds, ils permettaient une analyse plus réaliste car ils comprenaient des extensions sous forme de rigidités nominales, d'accumulation du capital avec coûts d'ajustement, du marché du travail et des secteurs différenciés, etc.

La figure 0.1 présente de manière synthétique les canaux de transmission de la politique monétaire à travers les ménages pour atteindre les objectifs de stabilisation de la production et du niveau générale des prix. Parmi ces canaux, nous avons le canal du prix des actifs et le canal du crédit. Cette figure montre que tous les ménages ne possèdent pas des actifs mais chaque groupe de ménages peut faire un dépôt ou recourir aux crédits pour lisser sa consommation et cela aura un impact sur la production et l'inflation. Ainsi, si la banque centrale réagit uniquement sur les actifs des ménages à travers l'achat des actifs risqués ou non auprès des intermédiaires financiers comme c'était le cas après la crise de 2008, seule la richesse des ménages non contraints (ménages qui participent au marché de capitaux) va se trouver améliorée au détriment des ménages contraints (ménages qui ne participent pas au marché de capitaux). Dès lors, l'effet escompté de la politique monétaire ne sera pas atteint dans la mesure où la hausse de l'inflation due à l'achat des actifs va entraîner une augmentation de la dette des ménages contraints et ainsi de suite, on se trouvera dans un cercle vicieux.

Aux USA, depuis 1996, selon les données de la FED, la tendance générale de la politique

FIGURE 0.1 – Canaux de transmission de la politique monétaire



Source : Auteur

monétaire était expansionniste jusqu'à nos jours car le taux directeur est passé de 5% en 1996 à 0.01% en 2020. Durant la même période, on observe que les inégalités ont augmenté. En effet, la dispersion du revenu des ménages autour de la moyenne aux USA est passée de 0.45% en 1996 à 0.65% en 2020.

En Europe, selon les données de l'Eurostat, la réduction du taux d'intérêt de 2000 à 2020 a augmenté les actifs financiers des ménages passant de 800 millions d'euro en 2000 à 1000 millions d'euro en 2020. Pendant cette période, la dette des ménages qui ne possédaient pas d'actifs a augmenté de près de 2% entraînant ainsi un écart de revenu entre ces deux groupes de ménages.

Dans la CEMAC, d'après les données de la Banque Mondiale et du FAO, la BEAC a baissé son taux directeur passant de 5.04% en 1996 à 2.4% en 2020. Durant cette même période, la proportion des emplois agricoles dans l'emploi total a baissé passant de 70 à 45 % au Cameroun, de 43 à 33% au Congo, de 40 à 20%, de 50 à 40% en Guinée Équatoriale, de 76 à 70 % en RCA et de 82.5 à 75% au Tchad. Cette baisse entraîne ainsi un écart de revenu entre les ménages agricoles et les ménages non agricoles.

Les canaux par lesquels la politique monétaire peut affecter les inégalités sont complexes : canal de l'épargne redistribution, canal de sensibilité aux taux d'intérêts, canal de l'hété-

rogénéité des ménages, canal de la composition du revenu et canal de l'hétérogénéité des gains. Cette évolution des inégalités a des conséquences macroéconomiques importantes. Dans ce nouveau contexte, la prise en compte des inégalités dans la conduite de la politique monétaire est apparue comme une nouvelle condition nécessaire à la stabilisation des fluctuations du cycle économique.

Dans notre analyse pour l'Europe et les USA on distinguera les ménages « Ramsey »(non contraints) et les ménages « hand to mouth »(ménages contraints). Les ménages Ramsey ou non contraints sont des ménages qui possèdent des actifs financiers et bénéficient directement des actions de la banque centrale. Durant la période qui précède la crise de 2008, ces ménages ont vu leurs richesses augmenter de manière significative comme le montre les données de la FED et de l'Eurostat. Par contre, les ménages « hand to mouth »sont ceux qui ne participent pas aux marchés financiers et sont obligés pendant les périodes de récessions d'augmenter leurs endettements pour lisser leurs consommations. En zone CEMAC on distingue les ménages agricoles et les ménages non agricoles, les ménages agricoles sont ceux qui n'ont pas accès aux crédits, ainsi, pendant des périodes de récession, ils sont obligés d'utiliser le surplus des périodes de prospérité pour lisser leurs consommations. Pas contre les ménages non agricoles sont ceux qui ont accès aux crédits pendant les périodes de récession pour lisser leurs consommations.

De ce qui précède, on voit donc que la manière de procéder habituellement à travers les modèles standards ou modèles RANK (Representative Agents New Keynesian Models), dans la conduite de la politique monétaire ne permet pas aux autorités monétaires de réduire les cycles et fluctuations économiques car il existe une déconnection entre le canal du prix des actifs, principal levier des banques centrales et le lissage de consommation des différents groupes de ménages.

Contrairement aux modèles standards (modèles RANK) qui considèrent que tous les agents sont non contraints (ménages « Ramsey »ou ménages non agricoles) dans la conduite de la politique monétaire, avec la hausse des inégalités de revenu et de consommation, de nouveaux modèles à l'exemple des modèles HANK(Heterogenous Agent New Keynesian models)), TANK (Two-Agent New Keynesian models) et THANK(Two Heterogenous Agent New Keynesian models)) ont vu le jour. Ces modèles intègrent l'hétérogénéité des agents dans l'analyse de la conduite de la politique monétaire. Le modèle HANK est un

modèle qui prend en compte les trois composantes de l'hétérogénéité à savoir : l'écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints, la dispersion de consommation chez les ménages non contraints et la variation de la proportion des ménages contraints. Le modèle TANK ne prend en compte que l'écart de consommation entre les deux groupes de ménages. Dans le modèle THANK, par rapport aux modèles HANK et TANK les inégalités de revenu cyclique sont intégrées dans la fonction de consommation des ménages.

Dans notre analyse, nous essayons de voir **en quoi l'hétérogénéité est importante dans l'objectif de politique monétaire en économie ouverte et de quelle manière cela affecte les canaux de transmission de la politique monétaire**, sachant que lorsqu'on utilise le taux d'intérêt, si nous sommes « hand to mouth »(ou agricole) pas « Ramsey »(ou non agricole) nous serons moins affectés, ainsi on aura des problèmes de régulations monétaires.

### **Problématique de la recherche**

Depuis la fin de la crise de 2008, les autorités monétaires ont mené des politiques monétaires expansionnistes pour soutenir l'économie. Cet assouplissement a eu un impact considérable sur la consommation finale, l'investissement, l'épargne et le revenu disponible brut des ménages non contraints. Par contre, les ménages contraints ont vu leur revenu disponible brut et leur consommation baisser durant cette même période et cette baisse persiste avec la hausse de l'inflation. De plus, dans un article publié dans le site du NBER<sup>1</sup>, Coibion et al (2012) en étudiant la contribution d'un choc de politique monétaire sur la consommation et les inégalités de revenu aux États-Unis depuis 1980 montrent que la politique monétaire restrictive a aggravé les inégalités aux États-Unis, tandis que la politique monétaire expansionniste l'a réduite. Comment expliquer par exemple que durant les années qui suivent la crise de 1929 comme celles qui suivent la crise financière de 2008, malgré les politiques monétaires expansionnistes, l'endettement des ménages ait progressé de manière si importante ? Quels liens peut-on établir entre politique monétaire, progression significative des inégalités de revenus tant sur le plan de la répartition fonctionnelle (partage salaires/profits) ou sur celui de la répartition personnelle (creusement des écarts entre les « riches » et les « pauvres » au sein des populations) de ces revenus

---

1. (National Bureau of Economic Research)

durant les années ou décennies qui suivent leur apparition et l'amélioration de la conduite de la politique monétaire dans la stabilisation des cycles et fluctuations ?

**Question de recherche principale :** la prise en compte de l'hétérogénéité des agents liée à l'inégalité des ménages contraints et non contraints dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet-elle d'améliorer la conduite de cette dernière ? De cette question principale découle trois questions subsidiaires.

\* La prise en compte des trois composantes de l'hétérogénéité des agents (modèle HANK) dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet-elle d'améliorer cette dernière en Europe et aux USA ?

\* La prise en compte des inégalités cycliques de revenu (modèle THANK) dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet-elle d'améliorer cette dernière en Europe et aux USA ?

\* La prise en compte des ménages agricoles et non agricoles dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet-elle d'améliorer cette dernière dans la CEMAC ?

Toutes ces questions seront traitées dans un cadre précis, en utilisant la modélisation DSGE de l'économétrie bayésienne à travers les modèles RANK, HANK, TANK et THANK.

**L'objectif principal :** étudier l'effet de la prise en compte de l'hétérogénéité des agents liée à l'inégalité des ménages contraints et non contraints dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte. De cet objectif principal découle trois objectifs subsidiaires.

\* Étudier l'effet de la prise en compte des trois composantes de l'hétérogénéité dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte en Europe et aux USA.

\* Étudier l'effet de la prise en compte de l'écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte en Europe et aux USA.

\* Étudier l'effet de la prise en compte des ménages agricoles et non agricoles dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte en zone CEMAC.

**Postulat principal :** la prise en compte des inégalités dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet d'améliorer cette dernière. De ce postulat découle trois postulats secondaires.

\* La prise en compte des trois composantes de l'hétérogénéité dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet d'améliorer la conduite de cette dernière en Europe et aux USA.

\* La prise en compte de l'écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet d'améliorer cette dernière en Europe et aux USA.

\* La prise en compte des ménages agricoles et non agricoles dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet d'améliorer cette dernière en zone CEMAC.

## **Démarche méthodologique**

### Cadre théorique

La modélisation DSGE est au centre d'un faisceau de préoccupations de la modélisation macroéconomique. Les modèles DSGE selon Mankiw (2010) sont : (i) d'équilibre général dans le sens où ils considèrent l'économie comme un système, (ii) dynamiques parce qu'ils décrivent le sentier temporel des grandeurs macroéconomiques et (iii) stochastiques dans la mesure où ils intègrent les aléas inhérents à l'activité économique. La construction des modèles DSGE passe par cinq étapes essentielles : (i) élaboration de règles de décisions d'optimisation des ménages, des entreprises et du gouvernement ; (ii) bouclage du modèle ; (iii) calibrage et/ou estimation des paramètres ; (iv) estimation du modèle et (v) simulation des chocs et incidences sur les politiques économiques. Chacune de ces étapes va être profusément illustrée dans le corps du travail.

### Notions opératoires et modèle d'analyse

Le cadre de ce travail reprend la modélisation DSGE récente avec agents hétérogènes. Une fois les modèles construits nous les confronterons aux données en utilisant les apports de l'économétrie bayésienne. Les méthodes et techniques quantitatives que nous allons mobiliser dans ce travail échappent à la critique de Lucas<sup>2</sup>. En effet, les modèles macroéconomiques considérés dérivent de comportements d'optimisation des agents économiques dotés des anticipations rationnelles. Autrement dit, il est question de construire des modèles macro-économiques comprenant des équations qui résultent d'objectifs micro-économiques sous contraintes que les agents économiques visent à atteindre. C'est la méthodologie de l'équilibre général dynamique ou la discipline de l'équilibre général au sens de Chari et al (1994).

Dans le **premier chapitre**, nous construirons trois modèles (RANK, HANK et TANK) DSGE en partant des travaux de Walque et al (2005), Debortoli et Gali (2018). L'hétérogénéité va tenir compte pour l'essentiel des ménages « Ramsey » et « hand to mouth ».

Dans le **deuxième chapitre**, nous adopterons la démarche de Bilbiie (2020) qui utilise un modèle à agents hétérogènes (THANK) qui permet d'enrichir les anciens modèles des nouveaux Keynésien à agents hétérogènes (HANK) à travers la prise en compte de l'incertitude des revenus idiosyncrasiques et de précaution et enfin les inégalités cycliques des revenus qui tiennent compte des chocs de revenus à travers différents horizons. Cette analyse s'effectue en économie ouverte comme dans Walque et al (2005).

Dans le **troisième chapitre**, l'étude de la politique monétaire en zone CEMAC sera basée sur les travaux de Deaton (1997) et de Gali et Monacelli (2004). Bien qu'il soit clair que la plupart des consommateurs des pays en développement ont accès aux crédits à certaines conditions de nombreux agents économiques n'ont pas accès aux faibles taux d'emprunt des marchés du crédit formel, et doivent s'appuyer si nécessaire sur les taux très élevés fixés par les prêteurs. Il est important de noter qu'il existe d'autres secteurs d'activité autre que le secteur agricole. Cependant pour des raisons de simplification, nous poserons comme hypothèse qu'il existe deux groupes de ménages à savoir les ménages agricoles et les ménages non agricoles.

### **Intérêts de l'étude**

---

2. La critique de Lucas est une critique épistémologique qui souligne que les agents économiques s'adaptent aux politiques économiques menées par l'État. Dès lors, tout modèle économique statique, qui ne prend pas en compte les réactions des agents, donnerait des résultats erronés



Ce travail va permettre de nourrir la littérature actuelle en sciences économiques et donner une certaine orientation de la politique monétaire avec hétérogénéité des agents.

Sur le plan théorique : suivant les travaux de Kaplan et al (2015), Bilbiie (2018) le point clé ici est que le modèle à agents hétérogènes est plus puissant que le modèle à agent représentatif mais celui-ci déclenche une trappe à liquidité plus importante également. Nous voyons donc une certaine importance de l'analyse de la politique monétaire avec agents hétérogènes.

Sur le plan empirique : cette étude apparaît comme une contribution à la littérature, en examinant la prise en compte des inégalités par les autorités monétaires lors de la mise sur pieds des stratégies de politique monétaire. Les résultats de notre étude vont permettre aux autorités monétaires de voir dans quelle mesure la prise en compte de cette hétérogénéité en économie ouverte peut atténuer les cycles économiques.

Sur le plan méthodologique : cette étude combinera la modélisation DSGE, l'économétrie bayésienne et des simulations pour étudier dans quelle mesure la prise en compte de l'hétérogénéité des agents peut améliorer la conduite de la politique monétaire.

Dans le cadre de cette thématique on obtient un certains nombres de résultats. Dans le **chapitre un**, la prise en compte de l'hétérogénéité des ménages est à l'origine des écarts au niveau de certains des paramètres et de certaines variables à l'occurrence ceux de la fonction d'utilité, à savoir, l'aversion pour le risque, les élasticités de substitutions, le taux de change et l'inflation . Ces écarts résultent de la part des ménages contraints dans les modèles HANK et TANK. On observe également que la prise en compte des trois composantes de l'hétérogénéité à savoir : l'écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints, la dispersion de consommation chez les ménages non contraints et la variation de la part des ménages contraints (modèle HANK) entraînent plus d'écart que lorsqu'on tient compte uniquement de l'écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints (modèle TANK). Ce résultat est confirmé par le ratio de Bayes et montre l'importance des trois composantes de l'hétérogénéité dans la conduite de la politique monétaire en zone Euro et aux USA.

L'analyse des statistiques d'ordre 2 : la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB et les autres variables observables en zone Euro et aux

USA) et la persistance (coefficient d'autocorrélation) obtenues à partir des simulations des modèles et leur comparaison avec les statistiques réelles provenant des données des USA et de la zone Euro montrent que les modèles avec hétérogénéité (HANK et TANK) répliquent mieux les données que le modèle RANK. Et le modèle HANK quant à lui est plus soutenu par les données que le modèle TANK. La coordination sur une stabilité des prix entre les deux économies par les autorités monétaires donne les écarts identiques que lorsque nous sommes en absence de coordination, ainsi quel que soit la stratégie de politique monétaire dans les deux pays le modèle avec hétérogénéité plus précisément le modèle HANK réplique mieux les données que le modèle RANK.

Au **chapitre deux** en prenant en compte les inégalités cycliques de revenu dans la fonction de consommation des ménages (modèle THANK), on montre que cette hétérogénéité est importante à prendre en compte dans la conduite de la politique monétaire parce que l'analyse de la comparaison des modèles à travers le ratio de Bayes permet de voir qu'en économie ouverte le modèle THANK réplique mieux les données que le modèle RANK, car son ratio de Bayes est inférieur à 1 compte tenu que le modèle RANK est le modèle de base. Tenant compte des séries de données observables, la prise en compte de l'hétérogénéité (modèle THANK) montre que certains paramètres et variables subissent des écarts dans le modèle THANK que dans le modèle RANK. Parmi ces paramètres et variables on a les élasticités de substitution, la part des importations étrangères, le taux d'intérêt et l'inflation. L'analyse des irfs montrent que les deux économies sont plus sensibles aux chocs de taux d'intérêt et de productivité qu'au choc de la PTI. Ces écarts montrent l'importance majeure de la prise en compte des inégalités cycliques de revenu dans la conduite de la politique monétaire en zone Euro et aux USA.

L'analyse des statistiques d'ordre 2 (la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB et le PIB retardé en Europe et aux USA) et la persistance (coefficient d'autocorrélation)) obtenues à partir des simulations des modèles et leur comparaison avec les statistiques réelles provenant des données des USA et de la zone Euro montrent que le modèle avec hétérogénéité (THANK) réplique mieux les données que le modèle RANK. Ce résultat est confirmé par le ratio de Bayes. L'analyse de la sensibilité montre que lorsque les banques centrales se coordonnent pour une stabilité des prix le modèle THANK est toujours soutenu par les données que le modèle RANK. De ce fait quelque soit les différentes stratégies de politique monétaire, le modèle THANK est

meilleur au modèle RANK.

Les résultats du **chapitre trois** montrent que la prise en compte de l'hétérogénéité à travers la différence de revenu entre les ménages agricoles et non agricoles dans leurs fonctions de consommation semble importante dans la conduite de la politique monétaire en zone CEMAC. En effet, L'analyse de la comparaison des modèles permet de voir que le modèle avec hétérogénéité (modèle THANK) est fortement soutenu par les données que le modèle avec agent représentatif (modèle RANK) car, son ratio de Bayes est inférieur à 1. Compte tenu des données observables, certains paramètres sont informatifs dans modèle THANK c'est le cas de l'élasticité de substitution entre les prix et la production, du coefficient du taux de change qui montre une forte volatilité du taux de change pour les petites économies ouverte au reste du monde. Par contre certains paramètres ne le sont pas. C'est le cas des coefficients de la règle de Taylor et de la part des biens extérieur.

L'analyse des irfs montre que l'économie de la CEMAC est plus sensible au choc extérieur de production, car ce dernier affecte la production, la consommation et l'inflation dans la CEMAC. Les écarts que nous observons au niveau de ces variables s'expliquent par le rôle majeur des ménages non agricoles dans le processus de production et de consommation.

L'analyse des statistiques d'ordre 2 (la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB de la CEMAC et les autres observables) et la persistance (coefficient d'autocorrélation)) obtenues à partir des simulations des modèles et leur comparaison avec les statistiques réelles provenant des données de la CEMAC et de la zone Euro montrent que le modèle avec hétérogénéité (modèle THANK) réplique mieux les données que le modèle avec agent représentatif (modèle RANK). Comme c'est le cas actuellement avec un taux de change fixe entre la CEMAC et la zone Euro le modèle THANK réplique mieux les données que le modèle RANK.

# **Chapitre 1**

## **Politique monétaire en économie ouverte : modèles RANK, HANK et TANK**

## Introduction

Durant les années 2000, une littérature croissante sur les questions macroéconomiques visant à réexaminer le rôle de la stabilité des fluctuations à travers les modèles monétaires à agents hétérogènes a vu le jour. Ces modèles supposent la présence de chocs idiosyncrasiques sur le revenu des individus, l'existence de marchés incomplets, de contraintes d'emprunt, de rigidités nominales et de non-neutralité monétaire. Parmi ces modèles, nous avons le modèle HANK (Heterogenous Agent New Keynesian) comme le note Kaplan et al (2015). Ce dernier prend en compte (i) les changements dans l'écart de consommation moyen entre les ménages contraints (« hand to mouth ») et non contraints (« Ramsey »), (ii) les variations de la dispersion de la consommation au sein des ménages non contraints et (iii) les variations de l'écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints. Nous avons aussi le modèle à agents hétérogènes TANK (Two Agent New Keynesian) qui suppose l'existence de deux types d'agents « contraints » et « non contraints » dont la part dans la population est constante. Cette littérature montre que la prise en compte de l'hétérogénéité est importante en économie fermée dans la mesure où, elle permet de comprendre la contribution relative des agents à la transmission de la politique monétaire, notamment la contribution aux effets directs et indirects ou ses effets redistributifs entre groupes de revenus (Auclert (2015)).

Dans la conjoncture économique actuelle, les économies sont ouvertes sur l'extérieur. Cette ouverture sur les marchés financiers introduit des contraintes sur la conduite de la politique monétaire. En effet, la prise en compte de la mobilité des capitaux dans les modèles d'économie ouverte pose des contraintes sur la manière d'agir via les taux de change et le compte courant.

L'objectif de ce chapitre est d'étendre les modèles HANK et TANK en économie ouverte et de voir ce qui se passe lorsqu'on intègre l'hétérogénéité des agents dans la conduite de la politique monétaire en zone Euro et aux USA et de discuter de la coordination internationale des politiques monétaires. Pour ce faire, nous allons construire et comparer trois modèles (RANK, HANK et TANK) de deux pays qui échangent avec le reste du monde, et voir quel modèle est capable de générer un cadre empirique acceptable pour un ensemble relativement large de variables macroéconomiques

Dans ce chapitre, on obtient un certain nombre de résultat. On montre que l'hétérogénéité

est importante dans la conduite de la politique monétaire dans la mesure où, l'analyse de la comparaison des modèles permet de voir qu'en économie ouverte les modèles avec hétérogénéité (HANK et TANK) sont soutenus par les données que le modèle à agent représentatif (modèle RANK). En effet, leur ratio de Bayes est inférieur à 1 compte tenu que le modèle de base est le modèle RANK. Tenant compte des séries de données observables, la prise en compte de l'hétérogénéité (modèles HANK et TANK) affecte certains paramètres à l'exemple de l'aversion pour le risque qui augmente en zone Euro et baisse aux USA. Cet écart se traduit par la hausse des ménages contraints en zone Euro et leur baisse aux USA. Cette hétérogénéité augmente l'élasticité de substitution entre les biens de consommation domestiques et étrangers en zone Euro et la baisse aux USA, traduisant ainsi la facilité à remplacer les biens de consommation chez les ménages de la zone Euro par rapport aux ménages américains.

L'analyse des irfs montre qu'un choc de taux d'intérêt augmente le prix des obligations dans les trois modèles dans les deux économies, comme seuls les ménages non contraints détiennent les obligations, plus la proportion de ces derniers augmente plus le prix des obligations augmentent également. Un choc d'offre augmente la consommation en zone Euro dans les modèles avec hétérogénéité par rapport à la consommation aux USA et cela conduit à une appréciation du taux de change en zone Euro et une dépréciation de ce taux aux USA. Ce résultat est la résultante de la baisse de la production en zone Euro suivie d'une hausse de la demande de consommation par rapport à l'économie Américaine. Ainsi, le solde du compte courant des USA est excédentaire par rapport à celle de la zone Euro. Mais, on observe un écart entre les différents modèles et cet écart peut s'expliquer par le poids important des ménages non contraints dans la consommation des biens.

L'analyse des statistiques de second ordre : la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB et les autres variables observables en zone Euro et aux USA) et la persistance (coefficient d'autocorrélation) obtenues à partir des simulations des modèles et leur comparaison avec les statistiques réelles provenant des données des USA et de la zone Euro montrent que les modèles avec hétérogénéité (HANK et TANK) répliquent mieux les données que le modèle RANK, ce résultat est confirmé par l'analyse du ratio de Bayes. La coordination sur une stabilité des prix entre les deux économies par les autorités monétaires, donne des résultats identiques qu'en absence de coordination.

Le chapitre sera structuré comme suit, la première section présentera la prise en compte de l'hétérogénéité dans les modèles DSGE, la section deux présentera le modèle, la troisième le calibrage et l'estimation du modèle, la quatrième les fonctions de réponse impulsionnelle, la cinquième présentera les caractéristiques empiriques du modèle et la dernière la sensibilité du modèle.

## **1.1 Prise en compte de l'hétérogénéité dans les modèles DSGE**

Cette section présente d'une part les **faits stylisés** qui résume l'interprétation des données de la politique monétaire et des inégalités en zone Euro et aux USA, et d'autre part la **revue de la littérature** qui présente et évalue les recherches antérieures sur ce sujet.

### **1.1.1 Faits stylisés**

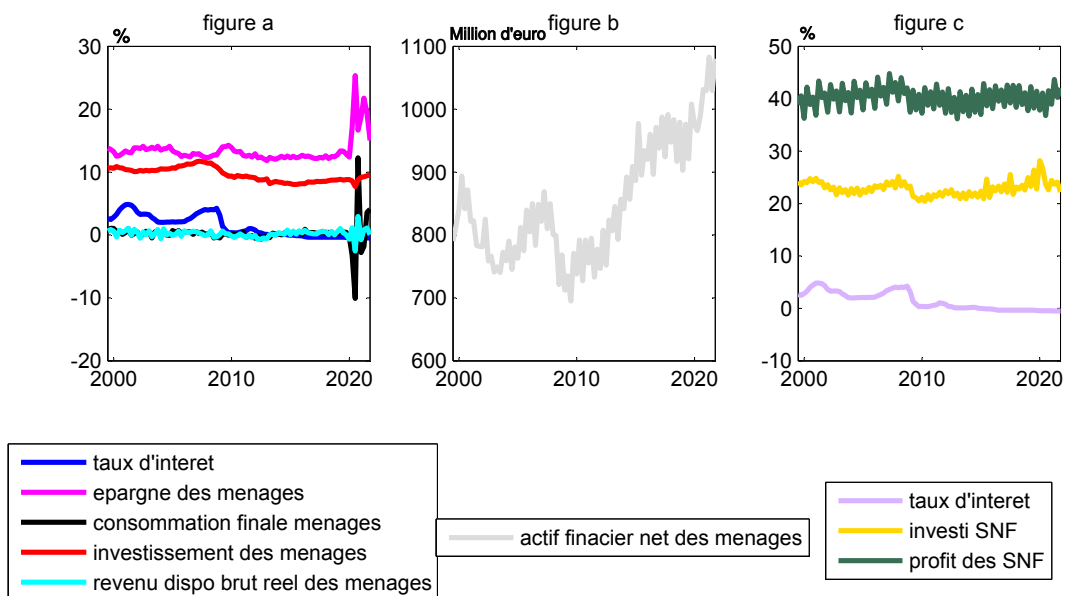
La politique monétaire expansionniste de la BCE (Banque Centrale Européenne) pendant et après la crise financière de 2008 n'a pratiquement pas eu d'impact sur la consommation finale, l'investissement, l'épargne, le taux d'intérêt et le revenu disponible brut des ménages. Le changement brutal sur ces variables a eu lieu pendant la crise sanitaire comme le montre la composante a de la figure 1.1. On observe également une forte baisse de la consommation durant la période de crise sanitaire et de confinement (année 2020), ce qui a entraîné une croissance de l'épargne. Cette baisse était due aux ruptures des chaînes d'approvisionnement dans différents secteurs de l'économie. Après cette période de crise, la consommation des ménages a connu un pic avant de retrouver son niveau d'avant-crise.

Cette même politique de la BCE n'a également eu aucun effet considérable sur les opérations des sociétés non financières car, comme le montre la composante c de la figure 1.1, le taux de croissance de l'investissement et du profit reste pratiquement stable. Par contre, les actifs financiers des ménages sont en croissance exponentielle (composante b de la figure 1.1). Ce résultat permet de voir que, lorsque la BCE met en place une politique monétaire expansionniste, seule les ménages qui possèdent des actifs financiers voient leur richesse augmentée.

Dans l'économie américaine, comme le montre la figure 1.2, la tendance générale de la

politique monétaire (ligne rouge) de la FED a été expansionniste depuis les années 1996 jusqu'à nos jours malgré certaines périodes de légère hausse du taux directeur. Après la crise financière de 2008, le taux directeur était pratiquement nul avant de remonter en 2016. Durant cette même période, les actifs financiers des ménages (ligne violette) ont considérablement progressé. Le revenu des ménages (ligne bleue) est resté stable jusqu'en 2008. Après cette date, il a baissé et vers les années 2012, il a augmenté de manière significative. Lorsqu'on observe la dispersion des revenus des ménages (ligne noire), elle est croissante sur toute la période, ce qui traduit une hausse des inégalités de revenu entre les ménages. De ce fait, on peut dire a priori que la politique monétaire expansionniste de la FED à travers la réduction de taux directeur a permis d'accroître les inégalités de revenus au sein des ménages américain. Ces observations soulignent l'intérêt de présenter des modèles avec hétérogénéité des agents pour voir dans quelle mesure la prise en compte de ces derniers peut améliorer la conduite de la politique monétaire dans une union monétaire.

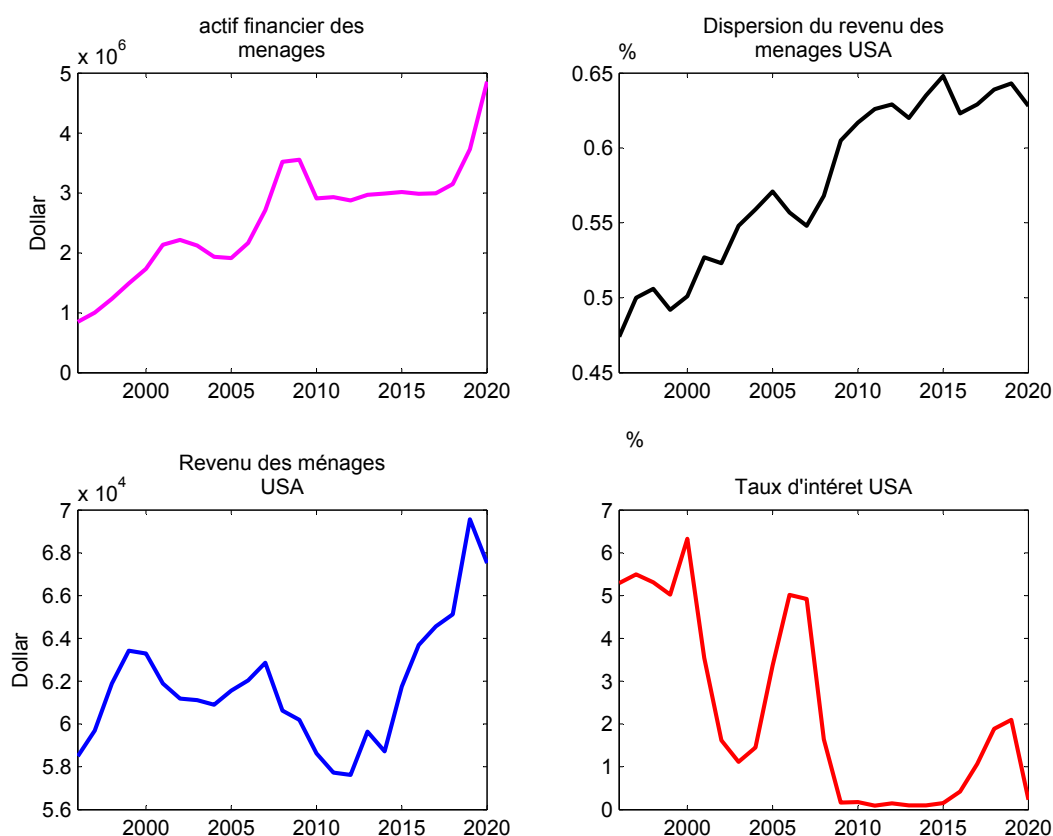
FIGURE 1.1 – Faits stylisés UE



Source : Données Eurostat



FIGURE 1.2 – Faits stylisés USA



Source : Données FED

### 1.1.2 Revue de la littérature

La prise en compte de l'hétérogénéité en macroéconomie commence dans les années 1990 et aujourd'hui on dispose de plusieurs types de modèles qui traitent de la politique monétaire parmi les plus importants nous avons les modèles RANK, HANK et TANK. Les modèles RANK sont des modèles où les ménages sont Ramsey c'est-à-dire ont un comportement inter-temporel identique, autrement dit, ce sont des modèles à agents représentatifs. Les modèles HANK sont des modèles à agents hétérogènes où les groupes relatifs de ménages ne sont pas fixés. Les modèles TANK sont des modèles où il existe une proportion entre les ménages « Ramsey » et les ménages « hand to mouth ». Parmi les travaux qui utilisent les modèles RANK nous avons Kaplan et al (2015), Werning (2015), pour les modèles à agents hétérogènes, Bilbiie et al (2017), Bilbiie (2018) et Debortoli et Gali (2018).

Werning (2015) utilise un modèle avec des processus de revenus généraux et un marché incomplet et étudie les effets de la politique monétaire. Il montre que l'amplification

de la courbe de demande globale dans un modèle RANK se produit lorsque le risque de revenu est contre-cyclique et ou lorsque la liquidité est pro-cyclique. Si le risque de revenu idiosyncrasique non assurable augmente en période de récession, les agents augmentent leur épargne de précaution et diminuent leur consommation, cela amplifie la récession initiale, et ainsi de suite.

Kaplan et al (2015) partant de l'hypothèse d'un agent représentatif, dans un modèle de nouveau Keynésien (RANK), considèrent une fonction de consommation linéarisée autour de l'état d'équilibre macroéconomique. De cette relation, en faisant l'hypothèse que chaque individu consomme tout son revenu, une politique monétaire expansionniste permet d'analyser l'incidence sur l'effet total et l'effet indirect<sup>1</sup>. Ils arrivent à la conclusion que l'effet total de politique monétaire est poussé par la substitution inter temporelle. La question que l'on peut se poser est celle de savoir quelle est la part de la substitution inter temporelle dans le modèle de nouveau Keynésien à agents hétérogènes (HANK, TANK) ?

Bilbiie et al (2017) apportent une première réponse à cette question en étudiant un modèle à agents hétérogènes. Ils étudient la politique monétaire dans le cadre de Kaplan et al (2015), mais avec simplification, en modélisant la distinction entre les agents contraints (hand to mouth) qui ne participent pas aux marchés d'actifs (et donc, font abstraction à l'investissement physique) et les agents non contraints (Ramsey) qui possèdent tous les actifs, c'est-à-dire détiennent des actions dans les firmes ; cela met en évidence le rôle clé des profits et leur distribution pour la transmission des politiques et l'amplification de la demande globale. Avec cette structure, ils analysent une expression de la courbe d'équation IS agrégée d'Euler et une représentation de trois équations isomorphes à un modèle RANK. Ainsi, suite à un choc de politique monétaire iid<sup>2</sup> la part de l'effet indirect est croissante dans le temps, mais à un taux plus élevé que dans le modèle à agent représentatif. Le point clé ici est que le modèle TANK est plus puissant que le modèle à agent représentatif mais déclenche une trappe à liquidité plus importante également.

Debortoli et Gali (2018) comparent la version HANK et TANK et résolvent numériquement un programme du schéma de redistribution cohérent. Ils montrent que les deux modèles peuvent fournir des réponses d'équilibre similaires (effet total) en réponse aux

---

1. L'effet indirect est mesurer par la substitution inter temporelle et l'effet direct est mesurer par la pension marginale à consommer

2. Choc indépendant et identiquement distribué

politiques monétaires et autres chocs, pour des schémas de redistributions comparables.

Dans ce chapitre, nous allons considérer les modèles à agents hétérogènes (HANK et TANK). En effet, vu les faits stylisés (section 1.1.1), la prise en compte de l'hétérogénéité semble importante dans la conduite de la politique monétaire dans une union monétaire. Nous verrons ce que ces modèles apportent de plus au modèle RANK en économie ouverte. En effet, le taux de change est une variable importante pour les décisions de politique monétaire. En considérant une économie à deux pays, à savoir la zone Euro et les USA, on introduit dans les modèles un taux de change car les deux économies ont des monnaies différentes. Mener une étude en économie ouverte rend l'analyse intéressante dans la mesure où, les économies étant interdépendantes, les chocs extérieurs peuvent avoir une incidence considérable sur l'économie domestique et vice versa.

## 1.2 Présentation du modèle

Compte tenu de la revue de la littérature, nous développons un modèle à deux pays (Europe, USA) ouverts au reste du monde. Chaque pays  $i$  ( $i \in (h, f)$ ) possède des consommateurs, des producteurs de biens intermédiaires, des producteurs de biens finaux et un secteur extérieur.  $h$  et  $f$  représentent respectivement l'Europe et les USA. Concernant la conduite des politiques macroéconomiques, nous supposons les autorités budgétaires nationales et étrangères, chaque pays possède une banque centrale.

### 1.2.1 Les Ménages

#### 1.2.1.1 Les Ménages dans le modèle RANK

Les ménages sont indicés par  $s \in [0, 1]$  et ont une préférence identique donnée par :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{i,t}(s), N_{i,t}(s); Z_{i,t})$$

où  $E_0$  est l'opérateur d'anticipation,  $\beta$  étant le facteur d'escompte,  $N_{i,t}(s)$  le nombre d'heures de travail et  $Z_{i,t} = e^{\varepsilon_{i,t}}$  un choc de préférence exogène suivant un processus autorégressif d'ordre 1.  $C_{i,t}(s)$  la consommation du ménage  $s$  dans le pays  $i$  à la période  $t$ ,  $\varepsilon_{i,t}$  le taux de change nominal dans l'économie domestique. Le ménage cherche à

maximiser la fonction :

$$U(C_{i,t}, N_{i,t}, Z_{i,t}) = \left( \frac{C_{i,t}^{1-\sigma_i} - 1}{1-\sigma_i} - \frac{N_{i,t}^{1+\varphi_i}}{1+\varphi_i} \right) Z_{i,t} \quad (1.1)$$

sous contrainte budgétaire

$$\begin{aligned} P_{i,t}^c C_{i,t}(s) + Q_{i,t} F_{i,t}(s) + \varepsilon_{i,t} Q_{i,f,t} F_{i,f,t}(s) + \frac{B_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} + \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t}(s)}{P_{i,t}^c} &= \frac{B_{i,t-1}(s)(1+i_{i,t-1})}{P_{i,t}^c} \\ + \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t-1}(s)(1+i_{i,f,t-1})}{P_{i,t}^c} + [Q_{i,t} + (1-\delta_i)D_{i,t}] F_{i,t-1}(s) + [Q_{i,f,t} + (1-\delta_i)D_{i,f,t}] F_{i,f,t-1}(s) &\varepsilon_{i,t} \\ + W_{i,t}(s) N_{i,t}(s) e^{\varepsilon_{i,t}^e} + T_{i,t}(s). \end{aligned} \quad (1.2)$$

avec  $P_{i,t}^c$  l'indice des prix à la consommation dans l'économie  $i$ ,  $W_{i,t}(s)$  le salaire nominal. Le ménage  $s$  a accès à quatre types d'actifs, les obligations domestiques  $B_{i,t}(s)$  et étrangères  $B_{i,f,t}(s)$ , les actions domestiques  $F_{i,t}(s)$  et étrangères  $F_{i,f,t}(s)$ .  $i_{i,t}$  et  $i_{i,f,t}$  les taux d'intérêt domestiques et importés dans l'économie  $i$ ,  $Q_{i,t}$  et  $Q_{i,f,t}$  les prix unitaires des actions domestiques et étrangères détenus et  $(1-\delta_i)$  la part du profit des firmes retenue pour l'équité des actions.  $T_{i,t}(s)$  indique les transferts nets.  $e^{\varepsilon_{i,t}^e}$  un choc AR(1) d'offre de travail.

Les conditions de premier ordre sont données par :

$$\frac{\partial L}{\partial C_{i,t}(s)} = C_{i,t}^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t}(s) - \lambda_t P_{i,t}^c = 0 \quad (1.3)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{i,t}(s)} = -N_{i,t}(s) Z_{i,t}(s) + \lambda_t W_{i,t}(s) e^{\varepsilon_{i,t}^e} = 0 \quad (1.4)$$

$$\frac{\partial L}{\partial F_{i,t}(s)} = -\lambda_t Q_{i,t}(s) + \beta E_t \left[ \lambda_{t+1} \left( Q_{i,t+1}(s) + (1-\delta) D_{i,t+1}(s) \right) \right] = 0 \quad (1.5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial F_{i,f,t}(s)} = -\lambda_t \varepsilon_{i,t} Q_{i,f,t}(s) + \beta E_t \varepsilon_{i,t+1} \left[ \lambda_{t+1} \left( Q_{i,f,t+1}(s) + (1-\delta_i) D_{i,f,t+1}(s) \right) \right] = 0 \quad (1.6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_{i,t}(s)} = -\lambda_t \left[ \frac{1}{P_{i,t}^c} \right] + \beta \left[ \lambda_{t+1} \left( \frac{1+i_{i,t}}{P_{i,t+1}^c} \right) \right] = 0 \quad (1.7)$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_{i,f,t}(s)} = -\lambda_t \varepsilon_{i,t} \left[ \frac{1}{P_{i,t}^c} \right] + \beta \varepsilon_{i,t+1} \left[ \lambda_{t+1} \left( \frac{1+i_{i,f,t}}{P_{i,t+1}^c} \right) \right] = 0 \quad (1.8)$$

avec  $\lambda_t$  l'utilité marginale de la consommation, en combinant les équations 1.3 et 1.7 on obtient l'équation d'Euler du modèle RANK<sup>3</sup> donnée par :

$$C_{i,t}^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t}(s) = \beta (1+i_{i,t}) E_t \left[ C_{i,t+1}^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t+1}(s) \right] \left( \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+1}^c} \right) \quad (1.9)$$

3. Pour plus de détails se référer à l'annexe A.1

la consommation  $C_{i,t}(s)$  est composée de la consommation des biens domestiques  $C_{h,t}(s)$  et de la consommation des biens étrangers  $C_{f,t}(s)$  tel que :

$$C_{i,t}(s) = \left[ (1 - \alpha_i^c)^{\frac{1}{\eta_i}} (C_{h,t}(s))^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} + (\alpha_i^c)^{\frac{1}{\eta_i}} (C_{f,t}(s))^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} \right]^{\frac{\eta_i}{\eta_i-1}} \quad (1.10)$$

l'indice des prix à la consommation  $P_{i,t}^c$  (IPC) donne

$$P_{i,t}^c = \left[ (1 - \alpha_i^c) (P_{h,t}^c)^{1-\eta_i} + (\alpha_i^c) (P_{f,t}^c)^{1-\eta_i} \right]^{\frac{1}{1-\eta_i}} \quad (1.11)$$

où  $\alpha_i^c$  est la part de consommation des biens étrangers dans l'économie domestique,  $\eta_i > 0$  l'élasticité de substitution entre la consommation domestique  $C_{h,t}(s)$  et étrangère  $C_{f,t}(s)$ .  $P_{f,t}^c$  l'IPC du bien étranger,  $P_{h,t}^c$  l'IPC du bien domestique.

La fonction d'offre de travail est obtenue en combinant les équations 1.3 et 1.4 tel que :

$$\frac{W_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} e^{\varepsilon_{i,t}^e} = C_{i,t}^{\sigma_i}(s) N_{i,t}^{\varphi_i}(s) \quad (1.12)$$

le prix des actions ( $Q_{i,t}(s)$ ) est obtenu en combinant les équations 1.3 et 1.5 tel que :

$$Q_{i,t}(s) \frac{C_{i,t}^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} \frac{P_{i,t+1}^c}{E_t C_{i,t+1}^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t+1}(s)} = \beta_i [E_t Q_{i,t+1}(s) + (1 - \delta) E_t D_{i,t+1}(s)] \quad (1.13)$$

Le taux de change réel  $Q_{i,t}^e$  est tel que  $Q_{i,t}^e = \frac{\varepsilon_{i,t} P_{i,f,t}^c}{P_{i,t}^c}$ .

### 1.2.1.2 Les Ménages dans le modèle HANK

Les ménages sont indicés par  $s \in [0, 1]$  et ont une préférence identique donnée par :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{i,t}(s), N_{i,t}(s), Z_{i,t})$$

où  $E_0$  est l'opérateur d'anticipation,  $\beta$  étant le facteur d'escompte,  $N_{i,t}(s)$  le nombre d'heures de travail et  $Z_{i,t} = e^{\varepsilon_{i,t}^z}$  un choc de préférence exogène suivant un processus autorégressif d'ordre 1.  $C_{i,t}(s)$  la consommation du ménage  $s$  à la période  $t$ .  $H_{i,t}(s)$  l'indice d'hétérogénéité qui mesure la variation de la consommation pour chaque ménage en fonction de la consommation moyenne. Cet indice a trois composantes comme dans les travaux de Debortoli et Gali (2018), la première composante  $H_{i,t}^\theta$  qui capture l'impact de l'hétérogénéité de la consommation au sein de l'ensemble des ménages non contraints sur la dynamique de leur consommation, la deuxième composante  $H_{i,t}^\gamma$  qui mesure l'écart de

consommation entre les ménages contraints et non contraints, la dernière  $H_{i,t}^\lambda$  qui mesure la variation de la part des ménages contraints.

Le ménage cherche à maximiser la fonction

$$U(C_{i,t}, N_{i,t}, Z_{i,t}, H_{i,t}) = \left( \frac{(C_{i,t} H_{i,t})^{1-\sigma_i} - 1}{1-\sigma_i} - \frac{(N_{i,t})^{1+\varphi_i}}{1+\varphi_i} \right) Z_{i,t} \quad (1.14)$$

sous contrainte

$$\begin{aligned} P_{i,t}^c C_{i,t}(s) + Q_{i,t} F_{i,t}(s) + \varepsilon_{i,t} Q_{i,f,t} F_{i,f,t}(s) + \frac{B_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} + \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t}(s)}{P_{i,t}^c} &= \frac{B_{i,t-1}(s)(1+i_{i,t-1})}{P_{i,t}^c} \\ + \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t-1}(s)(1+i_{i,f,t-1})}{P_{i,t}^c} + [Q_{i,t} + (1-\delta_i)D_{i,t}] F_{i,t-1}(s) + [Q_{i,f,t} + (1-\delta_i)D_{i,f,t}] F_{i,f,t-1}(s) &\varepsilon_{i,t} \\ + W_{i,t} N_{i,t}(s) e^{\varepsilon_{i,t}} + T_{i,t}(s). \end{aligned} \quad (1.15)$$

avec  $P_{i,t}^c$  l'indice des prix à la consommation dans l'économie  $i$ ,  $W_{i,t}(s)$  le salaire nominal. Le ménage  $s$  a accès à quatre types d'actifs, les obligations domestiques  $B_{i,t}(s)$  et étrangères  $B_{i,f,t}(s)$ , les actions domestiques  $F_{i,t}(s)$  et étrangères  $F_{i,f,t}(s)$ .  $Q_{i,t}$  le prix unitaire des actions détenues et  $(1-\delta_i)$  la part du profit des firmes retenue pour l'équité des actions.  $T_{i,t}(s)$  indique les transferts nets.  $\varepsilon_{i,t}^e$  un choc AR(1) sur l'offre de travail.

Les conditions de premier ordre sont données par :

$$\frac{\partial L}{\partial C_{i,t}(s) H_{i,t}(s)} = (C_{i,t} H_{i,t})^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t}(s) - \lambda_t P_{i,t}^c = 0 \quad (1.16)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{i,t}(s)} = -N_{i,t}(s) Z_{i,t}(s) + \lambda_t W_{i,t} \exp(e_{i,t}) = 0 \quad (1.17)$$

$$\frac{\partial L}{\partial F_{i,t}(s)} = -\lambda_t Q_{i,t}(s) + \beta_i E_t \left[ \lambda_{t+1} \left( Q_{i,t+1}(s) + (1-\delta_i) D_{i,t+1}(s) \right) \right] = 0 \quad (1.18)$$

$$\frac{\partial L}{\partial F_{i,f,t}(s)} = -\lambda_t \varepsilon_{i,t} Q_{i,f,t}(s) + \beta_i E_t \varepsilon_{i,t+1} \left[ \lambda_{t+1} \left( Q_{i,f,t+1}(s) + (1-\delta_i) D_{i,f,t+1}(s) \right) \right] = 0 \quad (1.19)$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_{i,t}(s)} = -\lambda_t \left[ \frac{1}{P_{i,t}^c} \right] + \beta_i \left[ \lambda_{t+1} \left( \frac{1+i_{i,t}}{P_{i,t+1}^c} \right) \right] = 0 \quad (1.20)$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_{i,f,t}(s)} = -\lambda_t \varepsilon_{i,t} \left[ \frac{1}{P_{i,t}^c} \right] + \beta_i \varepsilon_{i,t+1} \left[ \lambda_{t+1} \left( \frac{1+i_{i,f,t}}{P_{i,t+1}^c} \right) \right] = 0 \quad (1.21)$$

avec  $\lambda_t$  l'utilité marginale de la consommation qui dépend de l'indice d'hétérogénéité.

Les équations 1.16 et 1.20 donnent l'équation d'Euler du modèle HANK :

$$(C_{i,t} H_{i,t})^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t}(s) = \beta_i (1+i_{i,t}) E_t \left[ (C_{i,t+1} H_{i,t+1})^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t+1}(s) \right] \left( \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+1}^c} \right) \quad (1.22)$$

la consommation  $C_{i,t}(s)$  est composée de la consommation des biens domestiques  $C_{h,t}(s)$  et de la consommation des biens étrangers  $C_{f,t}(s)$  tel que :

$$C_{i,t}(s) = \left[ (1 - \alpha_i^c)^{\frac{1}{\eta_i}} (C_{h,t}(s))^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} + (\alpha_i^c)^{\frac{1}{\eta_i}} (C_{f,t}(s))^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} \right]^{\frac{\eta_i}{\eta_i-1}} \quad (1.23)$$

La fonction d'offre de travail est obtenue en combinant les équations A.16 et A.17 tel que :

$$\frac{W_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} \exp(e_{i,t}(s)) = (C_{i,t} H_{i,t})^{\sigma_i} N_{i,t}^{\varphi_i}(s) \quad (1.24)$$

le prix des actions est obtenu en combinant les équations 1.16 et 1.18 tel que :

$$Q_{i,t}(s) \frac{(C_{i,t} H_{i,t})^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} \frac{P_{i,t+1}^c}{E_t (C_{i,t+1} H_{i,t+1})^{-\sigma_i}(s) Z_{i,t+1}(s)} = \beta_i E_t [E_t Q_{i,t+1}(s) + (1 - \delta_i) E_t D_{i,t+1}(s)] \quad (1.25)$$

Par rapport au modèle RANK la prise en compte de l'hétérogénéité dans le modèle HANK affecte l'utilité marginale de la consommation ( $\lambda_{i,t}$ ), la fonction d'offre de travail et la valorisation du prix des actions. Comme dans les travaux de Debortoli et Gali (2018), l'indice d'hétérogénéité ( $H_{i,t}$ ) prend en compte le changement de la consommation moyenne entre les ménages contraints et non contraints ( $H_{i,t}^\lambda$ ), le changement de la part des ménages contraints ( $H_{i,t}^\lambda$ ) et une variation de la dispersion de consommation entre les ménages non contraints ( $H_{i,t}^\theta$ ).

### 1.2.1.3 Les Ménages dans le modèle TANK

Les ménages sont représentés par  $s \in [0, 1]$  et on a deux sous groupes, les ménages « Ramsey » ou « unconstrained » ( $U \in [\lambda, 1]$ ) et les ménages « hand to mouth » ou « constrained » ( $K \in [0, \lambda]$ ). Les ménages ont une préférence identique donnée par :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{i,t}^j(s), N_{i,t}^j(s); Z_{i,t})$$

avec  $j \in [U, K]$  où  $E_0$  est l'opérateur d'anticipation,  $\beta$  étant le facteur d'escompte,  $N_{i,t}^j(s)$  le nombre d'heure de travail et  $Z_{i,t}$  un choc de préférence exogène suivant un processus autorégressif d'ordre 1.  $C_{i,t}^j(s)$  la consommation du ménage  $s$  à la période  $t$ .

Le ménage « Ramsey » ou « unconstrained » ( $U$ ) tel que  $s \in [\lambda, 1]$ , cherche à maximiser la fonction d'utilité :

$$U(C_{i,t}^U, N_{i,t}^U, Z_{i,t}) = \left( \frac{(C_{i,t}^U)^{1-\sigma_i} - 1}{1 - \sigma_i} - \frac{(N_{i,t}^U)^{1+\varphi_i}}{1 + \varphi_i} \right) Z_{i,t} \quad (1.26)$$

sous contrainte

$$\begin{aligned}
P_{i,t}^c C_{i,t}^U(s) + Q_{i,t} F_{i,t}^U(s) + \varepsilon_{i,t} Q_{i,f,t} F_{i,f,t}^U(s) + \frac{B_{i,t}^U(s)}{P_{i,t}^c} + \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t}^U(s)}{P_{i,t}^c} &= \frac{B_{i,t-1}^U(s)(1+i_{i,t-1})}{P_{i,t}^c} + \\
\varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t-1}^U(s)(1+i_{i,f,t-1})}{P_{i,t}^c} + [Q_{i,t} + (1-\delta)D_{i,t}] F_{i,t-1}^U(s) & \\
+ \varepsilon_{i,t} [Q_{i,f,t} + (1-\delta_i)D_{i,f,t}] F_{i,f,t-1}^U(s) + W_{i,t}(s) N_{i,t}^U(s) \exp\{e_{i,t}(s)\} + T_{i,t}^U(s) &
\end{aligned} \tag{1.27}$$

Les conditions de premier ordre sont données par :

$$\frac{\partial L}{\partial C_{i,t}^U(s)} = (C_{i,t}^{-\sigma_i}(s))^U Z_{i,t}(s) - \lambda_t P_{i,t}^c = 0 \tag{1.28}$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{i,t}^U(s)} = -N_{i,t}^U(s) Z_{i,t}(s) + \lambda_t W_{i,t} \exp e_{i,t} = 0 \tag{1.29}$$

$$\frac{\partial L}{\partial F_{i,t}^U(s)} = -\lambda_t Q_{i,t}(s) + \beta_i E_t \left[ \lambda_{t+1} \left( Q_{i,t+1}(s) + (1-\delta_i) D_{i,t+1}(s) \right) \right] = 0 \tag{1.30}$$

$$\frac{\partial L}{\partial F_{i,f,t}^U(s)} = -\lambda_t Q_{i,f,t}(s) + \beta_i E_t \left[ \lambda_{t+1} \left( Q_{i,f,t+1}(s) + (1-\delta_i) D_{i,f,t+1}(s) \right) \right] = 0 \tag{1.31}$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_{i,t}^U(s)} = -\lambda_t \left[ \frac{1}{P_{i,t}^c} \right] + \beta_i \left[ \lambda_{t+1} \left( \frac{1+i_{i,t}}{P_{i,t+1}^c} \right) \right] = 0 \tag{1.32}$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_{i,f,t}^U(s)} = -\lambda_t \varepsilon_{i,t} \left[ \frac{1}{P_{i,t}^c} \right] + \beta_i \left[ \lambda_{t+1} \varepsilon_{i,t+1} \left( \frac{1+i_{i,f,t}}{P_{i,t+1}^c} \right) \right] = 0 \tag{1.33}$$

avec  $\lambda_t$  l'utilité marginale de la consommation qui dépend de l'indice d'hétérogénéité. Ainsi, en combinant les équations 1.28 et 1.32, on obtient l'équation d'Euler des ménages Ramsey dans le modèle TANK donnée par :

$$(C_{i,t}^{-\sigma_i}(s))^U Z_{i,t}(s) = \beta_i (1+i_{i,t}) E_t \left[ (C_{i,t+1}^{-\sigma_i}(s))^U Z_{i,t+1}(s) \right] \left( \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+1}^c} \right) \tag{1.34}$$

Le prix des actions est obtenu en combinant les équations 1.28 et 1.30 tel que :

$$Q_{i,t}(s) \frac{(C_{i,t}^{-\sigma_i}(s))^U Z_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} \frac{P_{i,t+1}^c}{E_t (C_{i,t+1}^{-\sigma_i}(s))^U Z_{i,t+1}(s)} = \beta_i [E_t Q_{i,t+1}(s) + (1-\delta_i) E_t D_{i,t+1}(s)] \tag{1.35}$$

Le ménage « hand to mouth » noté (K) tel que  $s \in [0, \lambda]$  cherche à maximiser la fonction d'utilité :

$$U(C^K, N^K, Z) = \left( \frac{(C^K)^{1-\sigma_i} - 1}{1-\sigma_i} - \frac{(N^K)^{1+\varphi_i}}{1+\varphi_i} \right) Z \tag{1.36}$$

sous contrainte

$$P_{i,t}^c C_{i,t}^K(s) = W_{i,t}(s) N_{i,t}^K(s) \exp\{e_{i,t}(s)\} + T_{i,t}^K(s) \tag{1.37}$$



Les conditions de premier ordre sont données par :

$$\frac{\partial L}{\partial C_{i,t}^K(s)} = (C_{i,t}^K(s))^{-\sigma_i} Z_{i,t}(s) - \lambda_t P_{i,t}^c = 0 \quad (1.38)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{i,t}^K(s)} = -N_{i,t}^K(s) Z_{i,t}(s) + \lambda_t W_{i,t} \exp e_{i,t} = 0 \quad (1.39)$$

La fonction d'offre de travail est obtenue en combinant les équations 1.38 et 1.39 tel que :

$$\frac{W_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} \exp(e_{i,t}(s)) = (C_{i,t}^K(s))^{\sigma_i} (N_{i,t}^{\varphi_i})^K(s) \quad (1.40)$$

la consommation du ménage représentatif  $C_{i,t}(s)$  dans le modèle TANK est tel que

$$C_{i,t}(s) = \left[ (1 - \alpha_i^c)^{\frac{1}{\eta_i}} (C_{h,t}(s))^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} + (\alpha_i^c)^{\frac{1}{\eta_i}} (C_{f,t}(s))^{\frac{\eta_i-1}{\eta_i}} \right]^{\frac{\eta_i}{\eta_i-1}} \quad (1.41)$$

où  $\eta_i > 0$  l'élasticité de substitution entre la consommation domestique  $C_{h,t}(s)$  et étrangère  $C_{f,t}(s)$ . La fonction d'offre de travail est :

$$\frac{W_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} \exp(e_{i,t}(s)) = (C_{i,t})^{\sigma_i}(s) (N_{i,t}^{\varphi_i})(s) \quad (1.42)$$

avec

$$C_{i,t}(s) = (1 - \lambda_i) C_{i,t}^U(s) + \lambda_i C_{i,t}^k(s)$$

et

$$N_{i,t}(s) = (1 - \lambda_i) N_{i,t}^U(s) + \lambda_i N_{i,t}^k(s)$$

La relation qui existe entre le taux d'intérêt nominal et le te taux de rendement des obligations est donnée par

$$(1 + i_{i,t}^b) = \frac{(1 + i_{i,t})}{e^{\varepsilon_t^b}}$$

$$(1 + i_{i,f,t}^b) = \frac{(1 + i_{i,f,t}) e^{\varepsilon_t^s}}{e^{\varepsilon_t^b}}$$

où,  $i_{i,t}^b$  et  $i_{i,f,t}^b$  sont le taux de rendement des obligations domestiques et importées,  $\varepsilon_t^b$  un choc AR(1) représentant la prime de risque sur les obligations,  $\varepsilon_t^s$  une prime de risque sur les obligations étrangères qui prend la forme d'un choc et joue le rôle d'une parité d'intérêt non couverte Walque et al (2005). En combinant avec les équations 1.20 et 1.21, on obtient la détermination du taux de change nominale donnant la parité non couverte du taux d'intérêt

$$(1 + i_{i,t}) = (1 + i_{i,f,t}) \varepsilon_t^s E_t \left( \frac{\varepsilon_{i,t+1}}{\varepsilon_{i,t}} \right) \quad (1.43)$$

Dans le modèle TANK, par rapport aux modèles RANK et HANK, l'indice d'hétérogénéité ( $H_{i,t}$ ) ne prend en compte que le changement de la consommation moyenne entre les ménages contraints et non contraints ( $H_{i,t}^Y$ ).

#### 1.2.1.4 Équations d'Euler modèles RANK, HANK et TANK

Cette sous-section présente la différence des équations d'Euler dans les trois modèles. Ainsi, nous avons dans le modèle RANK :

$$C_{i,t}^{-\sigma_i}(s)Z_{i,t}(s) = \beta(1 + i_{i,t})E_t \left[ C_{i,t+1}^{-\sigma_i}(s)Z_{i,t+1}(s) \right] \left( \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+1}^c} \right) \quad (1.44)$$

Dans le modèle HANK :

$$(C_{i,t}H_{i,t})^{-\sigma_i}(s)Z_{i,t}(s) = \beta_i(1 + i_{i,t})E_t \left[ (C_{i,t+1}H_{i,t+1})^{-\sigma_i}(s)Z_{i,t+1}(s) \right] \left( \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+1}^c} \right) \quad (1.45)$$

Et dans le modèle TANK :

$$(C_{i,t}^{-\sigma_i}(s))^U Z_{i,t}(s) = \beta_i(1 + i_{i,t})E_t \left[ (C_{i,t+1}^{-\sigma_i}(s))^U Z_{i,t+1}(s) \right] \left( \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+1}^c} \right) \quad (1.46)$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_{i,t}^K(s)} = (C_{i,t}^K(s))^{-\sigma_i} Z_{i,t}(s) = \lambda_t P_{i,t}^c \quad (1.47)$$

Nous observons que dans le modèle RANK tous les ménages possèdent des actifs ce qui leurs permettent de lisser leur fonction de consommation. Dans le modèle HANK l'indice d'hétérogénéité affecte la consommation des ménages et dans le modèle TANK seuls les ménages non contraints qui possèdent des actifs peuvent lisser leur fonction de consommation.

## 1.2.2 Reste du modèle

### 1.2.2.1 Les firmes

Les firmes sont réparties de manière continue par  $j \in [0,1]$ . En ce qui concerne les conditions de marché, les entreprises opèrent sur un marché de concurrence monopolistique comme dans Dixit et Stiglitz (1977). Au cours de la période  $t$ , l'entreprise représentative de type  $j$  produit une quantité  $Y_{i,t}(j)$  de ce bien en utilisant la technologie de production linéaire

$$Y_{i,t}(j) = A_{i,t}N_{i,t} \quad (1.48)$$

Où  $A_{i,t} \equiv e^{(\varepsilon_{i,t}^a)}$ , est un choc technologique exogène qui suit un processus autorégressif d'ordre 1. La quantité de production spécifique à l'entreprise  $Y_{i,t}(j)$ , est déterminée par la demande en réponse à son prix relatif  $\frac{P_{i,t}(j)}{P_t^c}$  tel que

$$Y_{i,t}(j) = \left( \frac{P_{i,t}(j)}{P_t^c} \right)^{-\theta_p} Y_{i,t} \quad (1.49)$$

où  $P_{i,t} = \int_0^1 P_{i,t}(j) dj$  est l'indice des prix à la production (IPP),  $\theta_{i,p} > 1$  est l'élasticité constante de substitution entre les biens. La production  $Y_{i,t}(j)$  est composée de la production des biens domestiques  $Y_{h,t}(j)$  et de la production des biens étrangers  $Y_{f,t}(s)$  tel que :

$$Y_{i,t}(j) = \left[ (1 - \alpha_i^y)^{\frac{1}{\eta_{iy}}} (Y_{h,t}(j))^{\frac{\eta_{iy}-1}{\eta_{iy}}} + (\alpha_i^y)^{\frac{1}{\eta_{iy}}} (Y_{f,t}(j))^{\frac{\eta_{iy}-1}{\eta_{iy}}} \right]^{\frac{\eta_{iy}}{\eta_{iy}-1}} \quad (1.50)$$

l'indice des prix à la production  $P_{i,t}(j)$  (IPP) donne

$$P_{i,t}(j) = \left[ (1 - \alpha_i^y) (P_{h,t}^y(j))^{1-\eta_{iy}} + (\alpha_i^y) (P_{f,t}^y(j))^{1-\eta_{iy}} \right]^{\frac{1}{1-\eta_{iy}}} \quad (1.51)$$

où  $\alpha_i^y$  est la part de la production des biens étrangers dans l'économie domestique,  $\eta_{iy} > 0$  l'élasticité de substitution entre la production domestique  $Y_{h,t}(j)$  et étrangère  $Y_{f,t}(j)$ .  $P_{f,t}^y$  l'IPP du bien étranger,  $P_{h,t}^y$  l'IPP du bien domestique.

Afin d'analyser la tarification optimale, supposons que la firme représentative  $j$  à la période  $t$  reçoit le signal du marché (Calvo (1983)) pour fixer le prix optimal. Ensuite, il choisira  $P_{i,t}$  pour maximiser le flux attendu de dividendes réels conditionnellement à l'absence de prix optimal futur

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} \bar{\beta}_i^{\tau} \xi_{i,p}^{\tau} \left[ \left( \frac{P_{i,t+\tau} \Pi_{i,t,t+\tau}^p}{P_{t+\tau}^c} \right)^{1-\theta_{i,p}} Y_{i,t+\tau} - w_{i,t+\tau} N_{i,t+\tau}(s) \right] \quad (1.52)$$

où  $\theta_{i,p} > 1$  est l'élasticité constante de substitution entre les biens.  $\bar{\beta}_i = \beta_i(1-x)$  est le facteur d'actualisation ajusté avec le taux de survie en régime permanent,  $1-x$  le facteur d'indexation des prix qui est calculé à l'aide de l'opérateur de produit  $\prod_{k=1}^{\tau}$  comme suit

$$\Pi_{i,t,t+\tau}^p = \prod_{k=1}^{\tau} \left[ (1 + \pi_{i,t-1+k})^{i,p} (1 + \pi_i + \varepsilon_{i,t+k}^p)^{1-i,p} \right] \quad (1.53)$$

$w_{i,t}$  est le salaire réel agrégé. Les choix optimaux de la firme doivent être soumis à la contrainte de demande,

$$A_{i,t} N_{i,t} = \left( \frac{P_{i,t+\tau} \Pi_{i,t,t+\tau}^p}{P_{t+\tau}^c} \right)^{1-\theta_{i,p}} Y_{i,t+\tau}, \forall \tau = 1, 2, 3, \dots \quad (1.54)$$

les conditions de premier ordre donnent :

$$Cm_{i,t} = \frac{w_{i,t}}{A_{i,t}} \quad (1.55)$$

$$\tilde{P}_{i,t}^* = \frac{\theta_{i,p}}{\theta_{i,p} - 1} \left[ \frac{E_t^\xi \sum_{\tau=0}^{\infty} \bar{\beta}_i^\tau \xi_i^\tau Cm_{i,t+\tau} (\tilde{P}_{t+\tau})^{\theta_{i,p}} (\Pi_{i,t,t+\tau}^p \tilde{P}_{i,t+\tau})^{-\theta_{i,p}} y_{i,t+\tau}}{E_t^\xi \sum_{\tau=0}^{\infty} \bar{\beta}_i^\tau \xi_i^\tau (\tilde{P}_{t+\tau})^{\theta_{i,p}-1} (\Pi_{i,t,t+\tau}^p \tilde{P}_{i,t+\tau})^{-\theta_{i,p}+1} y_{i,t+\tau}} \right] \quad (1.56)$$

avec  $Cm_{i,t}$  le coût marginal,  $\tilde{p}_{i,t}$  le prix relatif obtenu par le rapport entre l'indice des prix à la production et l'indice des prix à la consommation,  $\tilde{P}_{i,t}^*$  l'indice du prix optimal à la production,  $\tilde{P}_{i,t}$  est tel que :

$$\tilde{P}_{i,t} = \left[ \left(1 - \xi_{i,p}\right) \left(\tilde{P}_{i,t}^*\right)^{1-\theta_{i,p}} + \xi_{i,p} \left( (1 + \pi_{t-1})^{i,p} (1 + \pi_i + \varepsilon_{i,t}^p)^{1-i,p} \tilde{P}_{i,t-1} \right)^{1-\theta_{i,p}} \right]^{\frac{1}{1-\theta_{i,p}}} \quad (1.57)$$

### 1.2.2.2 Secteur des échanges et balance de paiement

Comme dans les travaux de Walque et al (2005), les importations de l'économie nationale se traduisent par une demande d'exportation étrangère à travers la relation

$$X_{f,t} = \beta_x Y_{h,f,t} + (1 - \beta_x) Y_{f,t}^{RM} \quad (1.58)$$

avec  $X_{f,t}$  les exportations du pays  $i$ ,  $\beta_x$  la part des importations en provenance de l'économie étrangère entrant dans le processus de production finale,  $Y_{h,f,t}$  les biens importés dans l'économie étrangère entrant dans la production finale de biens,  $Y_{f,t}^{RM}$  les importations du reste du monde provenant de l'économie étrangère. Comme les importations du reste du monde ne sont pas observées et n'entrent pas dans le modèle, nous les traitons comme un choc de demande affectant les exportations de l'économie Walque et al (2005), tel que  $Y_{i,t}^{RM} = e^{(\varepsilon_{i,t}^{rm})}$ .

La balance de paiement est déterminée par la relation de compte courant comme dans les travaux de Walque et al (2005) tel que :

$$X_{h,t} - \frac{P_{i,f,t}}{P_{i,t}} Y_{h,f,t} = \varepsilon_{i,t} Q_{i,f,t} F_{i,f,t}(s) + \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t}(s)}{P_{i,t}^c} - \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t-1}(s)(1 + i_{i,f,t-1})}{P_{i,t}^c} - \varepsilon_{i,t} Q_{i,f,t} F_{i,f,t-1}(s) \quad (1.59)$$

La balance commerciale est le premier membre de l'équation qui est la différence entre la valeur réelle des exportations et la valeur réelle des importations.

### 1.2.2.3 Politique monétaire et budgétaire

La politique monétaire est du ressort de la banque centrale de chaque pays et on suppose que les autorités monétaires utilisent la règle de Taylor. Les autorités monétaires cherchent à agir sur l'inflation domestique et importée, l'écart de production de la période  $t$  et la variation de l'écart de production entre la période  $t$  et la période  $t-1$ .

$$i_{i,t} = \rho_{i,i}(i_{i,t-1}) + (1 - \rho_{i,i})[\phi_\pi \pi_{i,t} + \phi_e(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) + \phi_y \tilde{y}_{i,t}] + d_\Delta \phi_y [\tilde{y}_{i,t} - y_{i,t-1}] + \varepsilon_{i,t}^i \quad (1.60)$$

avec  $\varepsilon_{i,t}^i$  un choc AR(1) de politique monétaire,  $i_{i,t}$  le taux d'intérêt nominal,  $\rho_{i,i}$  paramètre de lissage de la politique monétaire.  $\phi_e$ ,  $\phi_\pi$ ,  $\phi_y$  et  $d_\Delta \phi_y$  les coefficients respectifs de la variation du taux de change, de l'inflation domestique, l'écart de production et de la variation de l'écart de production.

La politique budgétaire quant à elle concerne l'État et sa contrainte budgétaire est de la forme :

$$P_{i,t} \varepsilon_{i,t}^g = \int_0^1 T_{i,t}(s) ds + \tau^y \int_0^1 P_{i,t}(j) Y_{i,t}(j) dj + \tau^w \int_0^1 W_{i,t} N_{i,t}(s) ds + \frac{B_{i,t}}{e^{\varepsilon_{i,t}^b} (1 + i_{i,t})} - B_{i,t-1} \quad (1.61)$$

où  $\tau^y$ ,  $\tau^w$  les taux de taxe sur les profits et les salaires,  $T_{i,t}$  sont les taxes,  $\varepsilon_{i,t}^g$  choc des dépenses publiques qui suit un processus AR(1),  $e^{\varepsilon_{i,t}^b} (1 + i_{i,t})$  le rendement des obligations.

### 1.2.2.4 Agrégation

#### Consommation

La consommation agrégée  $C_{i,t}$  dans le modèle RANK et HANK est :

$$C_{i,t} = \int_0^1 C_{i,t}(s) ds \quad (1.62)$$

dans le modèle TANK

$$C_{i,t} = (1 - \lambda_i) C_{i,t}^U + \lambda_i C_{i,t}^k \quad (1.63)$$

avec

$$C_{i,t}^k = \int_0^{\lambda_i} C_{i,t}^K(s) ds$$

et

$$C_{i,t}^U = \int_{\lambda_i}^1 C_{i,t}^U(s) ds$$

où  $\lambda_i$  est la part des ménages hand to mouth qui est fixe.

## Production et prix

L'indice des prix à la consommation (IPC) et l'indice des prix à la production (IPP) agrégés sont donnés par

$$P_{i,t}^c = \int_0^1 P_{i,t}^c(s) ds \quad (1.64)$$

$$P_{i,t} = \int_0^1 P_{i,t}(j) dj \quad (1.65)$$

L'IPP agrégé est déterminé par un schéma de probabilité fixe, comme dans Calvo (1983). Soit  $0 < \xi_{i,p} < 1$  la probabilité de ne pas pouvoir fixer le prix optimal. Dans un tel cas, l'ajustement des prix suivrait la règle d'indexation suivante

$$P_{i,t}(\dots) = P_{i,t-1}(\dots) \left[ (1 + \pi_{i,t-1})^{l_{i,p}} (1 + \pi_i + \varepsilon_{i,t}^p)^{1-l_{i,p}} \right] \quad (1.66)$$

avec  $\pi_{i,t-1}$  l'inflation de l'indice des prix à la production retardée (IPP),  $\pi_i$  le taux d'inflation à l'état stable,  $\varepsilon_{i,t}^p$  une composante stochastique introduite par le choc sur les prix qui suit un processus ARMA (1,1) et  $0 < l_{i,p} < 1$  le paramètre qui détermine la part d'indexation qui reflète l'inflation décalée des prix.

la production agrégée est

$$Y_{i,t} = \int_0^1 Y_{i,t}(j) dj \quad (1.67)$$

## Salaire et main d'œuvre

Le processus d'offre de travail et de fixation des salaires suit les travaux de Erceg et collab. (2000) soumis à un signal de marché avec une probabilité constante comme dans Calvo (1983). Soit  $0 < \xi_{i,w} < 1$  la probabilité de ne pas pouvoir fixer le salaire optimal. Dans un tel cas, l'ajustement des salaires suivrait la règle d'indexation suivante

$$W_{i,t}(\dots) = W_{i,t-1}(\dots) \left[ (1 + \pi_{i,t-1}^c)^{l_{i,w}} (1 + \pi_{i,h}^c + \varepsilon_{i,t}^w)^{1-l_{i,w}} \right] \quad (1.68)$$

avec  $W_{i,t-1}$  l'inflation domestique retardée,  $\pi_{i,h}^c$  le taux d'inflation domestique de l'état stable,  $\varepsilon_{i,t}^w$  une composante stochastique introduite par le choc sur les salaires (wage Make-up) qui suit un processus ARMA (1,1) et  $0 < l_{i,w} < 1$  le paramètre qui détermine la part d'indexation qui reflète l'inflation décalée des salaires. En tant que responsables de

fixation des salaires, les ménages sont confrontés à la contrainte de la demande de travail à la Dixit et Stiglitz (1977)

$$N_{i,t}(s) = \left( \frac{W_{i,t}(s)}{W_{i,t}} \right)^{-\theta_{i,w}} N_{i,t} \quad (1.69)$$

avec  $W_{i,t}$  et  $N_{i,t}$  le salaire et les heures de travail agrégés tel que

$$W_{i,t} = \left[ \int_0^1 W_{i,t}(s)^{1-\theta_{i,w}} ds \right]^{\frac{1}{1-\theta_{i,w}}}$$

et

$$N_{i,t} = \left[ \int_0^1 N_{i,t}(s)^{\frac{\theta_{i,w}-1}{\theta_{i,w}}} ds \right]^{\frac{\theta_{i,w}}{\theta_{i,w}-1}}$$

avec  $\theta_{i,w} > 0$  l'élasticité de substitution.

### 1.2.2.5 Conditions d'équilibre

Il existe au total neuf chocs structurels spécifiques à chaque pays et un choc du reste du monde, pour  $i \in \{h, f\}$ , les perturbations exogènes suivent un processus autorégressif de

premier ordre,  $\varepsilon_{i,t}^s = \rho_i^s \varepsilon_{i,t-1}^s + e_{i,t}^s \forall s \in \{a, z, i, b, s, e, rm\}$ . Pour le processus de dépenses

publiques comme dans Smets et Wouters (2007), ils sont affectées par le choc de productivité tel que  $\varepsilon_{i,t}^g = \rho_i^g \varepsilon_{i,t-1}^g + \eta_{i,t}^g + \rho_i^{ag} \eta_{i,t}^a$ . La perturbation de la marge salariale et des prix

suit un processus ARMA(1,1) tel que  $\forall K \in \{w, p\}$  on a  $\varepsilon_{i,t}^K = \rho_i^K \varepsilon_{i,t-1}^K + \eta_{i,t}^K - \mu_i^K \eta_{i,t-1}^K$  où le paramètre  $\mu_i^K$  du processus MA est conçu pour capturer les fluctuations à hautes

fréquences des salaires et des prix. Nous désignons par :  $\rho_i^a, \rho_i^z, \rho_i^i, \rho_i^b, \rho_i^s, \rho_i^e, \rho_i^{rm}, \rho_i^g, \rho_i^w, \rho_i^p$  les termes autorégressifs des variables exogènes.  $\eta_i^a, \eta_i^z, \eta_i^i, \eta_i^b, \eta_i^s, \eta_i^e, \eta_i^{rm}, \eta_i^g, \eta_i^w, \eta_i^p$  sont des erreurs standards qui sont mutuellement indépendantes, non

corrélées en série et normalement distribuées avec une moyenne nulle et des variances,  $\sigma_{i,a}^2, \sigma_{i,z}^2, \sigma_{i,i}^2, \sigma_{i,b}^2, \sigma_{i,s}^2, \sigma_{i,e}^2, \sigma_{i,rm}^2, \sigma_{i,g}^2, \sigma_{i,w}^2, \sigma_{i,p}^2$  respectivement. Un équilibre général

est défini comme une séquence de quantités  $\{Q_t\}_{t=0}^\infty$  et de prix  $\{P_t\}_{t=0}^\infty$ , avec  $P_t = \left\{ PY_h^m, PY_f^m, \pi_h^c, \pi_f^c, \pi_h^w, \pi_f^w, W_h, W_f, CM_h^w, CM_f^w, Q_h, Q_f, D_h, D_f, P_h^c, P_f^c, \pi_h^c, \pi_f^c, \tilde{P}_h, \tilde{P}_f, CMAR_h, CMAR_f, P_h^D, P_f^D, P_h^M, P_f^M, EE_h, EE_f, T_h, T_f, Q_h^E, Q_f^E \right\}$  de telle sorte que pour une

séquence donnée de quantités  $\{Q_t\}_{t=0}^\infty$  avec  $Q_t = \left\{ C_h, C_f, Y_h, Y_f, N_h, N_f, C_h^M, C_f^M, C_h^D, C_f^D, Y_h^N, Y_f^N, \tilde{Y}_h, \tilde{Y}_f, B_h, B_f, C_h^U, C_h^M, Y_h^M, Y_f^M, Y_h^D, Y_f^D, X_f, X_h, F_h, F_f, NU_h, NU_f, NK_h, NK_f, CK_h, CK_f \right\}$ , et la réalisation des chocs  $\{S_t\}_{t=0}^\infty$  avec  $S_t = \left\{ \varepsilon_h^z, \varepsilon_f^z, \varepsilon_h^e, \varepsilon_f^e, \varepsilon_h^a, \varepsilon_f^a, \varepsilon_h^i, \varepsilon_f^i, \varepsilon_h^w, \varepsilon_f^w, \varepsilon_h^p, \varepsilon_f^p \right\}$ ,

$\{\varepsilon_f^p, \varepsilon_h^g, \varepsilon_f^g, \varepsilon_f^{yrm}, \varepsilon_h^{yrm}, \varepsilon_f^{bc}, \varepsilon_h^{bc}, \varepsilon_f^{sc}, \varepsilon_h^{sc}\}$  la séquence  $\{P_t\}_{t=0}^\infty$  garantit l'équilibre sur le marché des biens et services et sur le marché financier tel que

$$Y_{i,t} = C_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^g + X_{i,t} \quad (1.70)$$

et

$$\begin{aligned} \varepsilon_{i,t} Q_{i,f,t} F_{i,f,t}(s) + \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t}(s)}{P_{i,t}^c} - \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t-1}(s)(1+i_{i,f,t-1})}{P_{i,t}^c} - \varepsilon_{i,t} Q_{i,f,t} F_{i,f,t-1}(s) + \\ Q_{i,t} F_{i,t}(s) + \frac{B_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} - \frac{B_{i,t-1}(s)(1+i_{i,t-1})}{P_{i,t}^c} - Q_{i,t} F_{i,t-1}(s) = 0 \end{aligned} \quad (1.71)$$

Dans le modèle RANK nous avons 94 équations, 94 variables endogènes et 19 chocs. Dans le modèle HANK pas contre nous avons 99 équations, 99 variables endogènes et 19 chocs. Enfin dans le modèle TANK nous avons 104 équations, 104 variables et 19 chocs. L'équilibre défini ci-dessus est déterminé par une certaine politique monétaire dans les deux pays et le reste du monde, qui détermine à son tour la dynamique du taux de change nominal.

## 1.3 Calibrage et estimations des paramètres

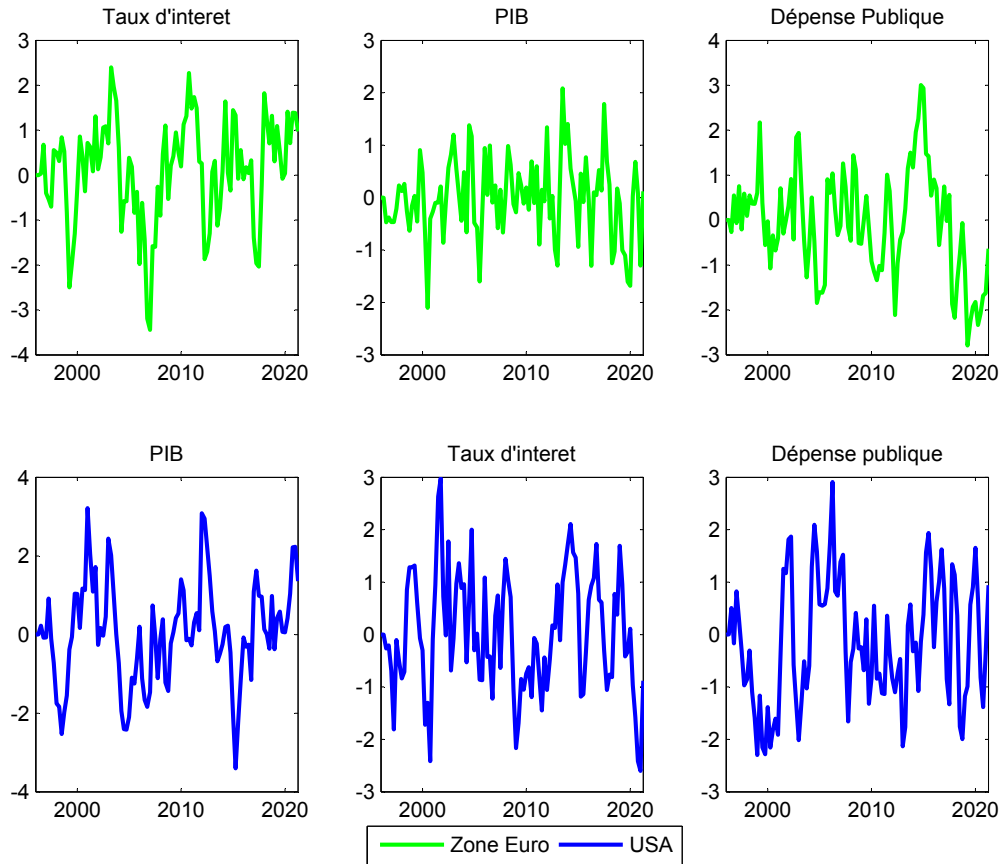
Dans cette section nous présentons les données pour l'estimation des paramètres, le calibrage et enfin l'estimation des paramètres structurels et des processus autorégressifs. Les paramètres estimés suivent le même processus d'identification comme dans les travaux de Smets et Wouters (2007). La démarche que nous allons adopter c'est de construire des modèles DSGE estimés sur une série de données de deux pays (Europe, USA) et le reste du monde. Parmi les paramètres compte tenue des données de l'Europe et des USA certains paramètres seront calibrés et d'autres estimés. Le tableau 1.1 fournit les paramètres calibrés.

### 1.3.1 Données : Europe, USA et reste du monde

Nous utilisons les données trimestrielles et mensuelles d'Eurostat et de la FED de 1996Q1 à 2021Q3 et 1996M1 à 2021M3 de six variables observables : le PIB , le taux d'intérêt et les dépenses publiques de la zone Euro et des USA. Nous utilisons le filtre « One-



FIGURE 1.3 – Données stationnaires



Source : Données Eurostat, FED

sided »<sup>4</sup> car ce filtre permet de lever la contrainte sur le système d'état rétrospectif c'est-à-dire que la solution actuelle ne dépend que des états et des chocs actuels et passés ( $X_t = g(X_{t-1}) + \varepsilon_t^{stru}$ ), Pfeifer (2014).

### 1.3.2 Méthodes d'estimation

Pour pouvoir estimer les paramètres des différents modèles, nous utilisons les techniques d'estimation bayésienne à travers le logiciel dynare (Adjemian et collab. (2011)) qui intègre les algorithmes développés par Geweke (1999). Ces techniques d'estimations consistent à utiliser les priors peu informatifs et à travers certaines méthodes d'échantillonnage Chaîne de Markov Monté Carlo (MCMC), déterminer les densités a posteriori des paramètres. L'annexe A.5 présente plus de détails sur les techniques d'estimation. Pour nos estimations, nous combinons la fonction de vraisemblance et les distributions a

4. L'application du filtre « One-sided » HP Stock et Watson (1999)<sup>5</sup> permet de rendre ces séries stationnaires autour de zéro. On doit également noter que les séries doivent être log linéarisées car cela permet de réduire l'échelle, ce qui est important dans les variables exponentielles.

TABLE 1.1 – Paramètres calibrés

dénominations	valeurs			Sources
	RANK	HANK	TANK	
$\beta_i$ Facteur d'escompte	0.9745	0.9745	0.9745	Debortoli et Gali (2018)
$\delta_i$ Part du profit des firmes transférée ou distribuée	0.92	0.92	0.92	Kaplan et Violante (2018)

priori des paramètres du modèle pour former la fonction de densité postérieure. L'utilisation de cette combinaison permet d'optimiser les paramètres du modèle par rapport à la fonction de densité postérieure à travers les méthodes d'échantillonnage (MCMC)<sup>6</sup>.

### 1.3.3 Calibrage et distribution a priori des paramètres

Le choix des priors pour l'estimation bayésienne des paramètres du modèle est basé sur les travaux de An et Schorfheide (2007), Debortoli et Gali (2018), Calvo (1983) et de Smets et Wouters (2007). En suivant la littérature sur ces travaux empiriques, nous spécifions une distribution Bêta pour les paramètres contraints sur l'intervalle unitaire, une distribution Gamma pour les paramètres dans  $R_+$  et une distribution Gamma inverse pour les paramètres de variance.

Nous utilisons des distributions Bêta pour les paramètres de persistance du modèle auto-régressif, des distributions Gamma pour les poids des variables dans la règle de Taylor et des distributions Gamma inverse pour les écarts types. Les paramètres d'élasticité sont supposés suivre une distribution normale. Les moyennes antérieures sont tirées de littérature ci dessus.

### 1.3.4 Estimation des paramètres

Le tableau 1.2 présente les comparaisons du modèle de base (modèle RANK) aux modèles avec hétérogénéités (modèles HANK et TANK). Les poids attribués aux différents modèles sont arbitraires, mais proches les uns par rapport aux autres; on a 0.3 pour les modèles RANK et HANK et 0.4 pour le modèle TANK. Les densités marginales sont négatives mettant en exergue les distributions de probabilités discrètes pour l'estimation des paramètres. Plus cette valeur est grande en valeur absolue, plus le modèle se rapproche des données comparativement aux autres modèles. L'analyse globale des modèles à travers le

6. Fernandez-Villaverde et Rubio-Ramírez (2001) montrent plus en détail comment cette combinaison permet de mieux former les distributions a posteriori des paramètres

ratio de Bayes vient confirmer ce résultat. En effet, si on observe la valeur du ratio pour le modèle HANK (0.17), elle est inférieure aux ratios des modèles RANK (1) et TANK (0.2). L'analyse individuelle des modèles à travers la probabilité a posteriori montre que le modèle RANK fournit plus d'informations que les modèles HANK et TANK, car la différence qu'on observe dans le modèle RANK entre les valeurs a priori (0.3) et a posteriori(0.7) est plus grande en valeur absolue que dans les deux autres modèles.

TABLE 1.2 – Model Comparison (based on Laplace approximation)

<i>Model</i>	RANK	HANK	TANK
<i>Priors</i>	0.300000	0.300000	0.400000
<i>Log Marginal Density</i>	-816.909023	-818.642631	-818.610379
<i>Bayes Ratio</i>	1.000000	0.176646	0.243248
<i>Posterior Model Probability</i>	0.704278	0.124408	0.171314

L'annexe A.6 présente les estimations des paramètres de l'économie européenne et américaine à travers les modèles RANK (annexe A.6.1), HANK (annexe A.6.2) et TANK (annexe A.6.3). De manière générale certains paramètres restent inchangés et d'autres subissent une légère modification par rapport au modèle rank pour les deux économies. Lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle hank et tank) certains paramètres changent de valeurs et d'autres non. Ainsi le tableau 1.4 fait une synthèse de quelques paramètres dans les modèles RANK, HANK et TANK et leurs écarts par rapport au modèle RANK.

TABLE 1.4 – Écart des paramètres

<b>Dénominations</b>		RANK	HANK	TANK		
		Moyenne	Moyenne	<b>Ecart</b>	Moyenne	<b>Ecart</b>
$\sigma_c$	Aversion pour le risque ZE	0,971	0,975	0,004	1,104	0,133
$\sigma_p$	Aversion pour le risque USA	1,024	0,38	-0,644	0,506	-0,518

(Continued on next page)

TABLE 1.5 – (continued)

Dénominations	RANK	HANK	TANK		
	Moyenne	Moyenne	Ecart	Moyenne	Ecart
$\eta_c$ Élasticité de substitution biens de consommation ZE	0,773	0,89	0,117	0,811	0,038
$\eta_p$ Élasticité de substitution biens de consommation USA	1,125	0,918	-0,207	1,116	-0,009
$\xi_c^w$ Probabilité de ne pas fixer les salaires optimale ZE	0,518	0,641	0,123	0,703	0,185
$\xi_p^w$ Probabilité de ne pas fixer les salaires optimale USA	0,596	0,599	0,003	0,593	-0,003
$\alpha_c$ Part de la consommation importé ZE	0,265	0,31	0,045	0,304	0,039
$\alpha_p$ Part de la consommation importé USA	0,304	0,374	0,07	0,261	-0,043
$\alpha_c^y$ Part des biens de production étrangers ZE	0,217	0,314	0,097	0,29	0,073
$\alpha_p^y$ Part des biens de production étrangers USA	0,363	0,309	-0,054	0,302	-0,061
$\beta_c^x$ Part des importations de la ZE provenant des USA	0,107	0,182	0,075	0,228	0,121
$\beta_p^x$ Part des importations des USA provenant de la ZE	0,238	0,235	-0,003	0,335	0,097
$\rho_h^{ih}$ Autocorrélation intérêt règle Taylor ZE	0,409	0,319	-0,09	0,416	0,007
$\rho_f^{if}$ Autocorrélation intérêt règle Taylor USA	0,384	0,222	-0,162	0,31	-0,074
$\phi_\pi^c$ Coefficient de l'inflation —//— ZE	1,5	1,515	0,015	1,461	-0,039
$\phi_\pi^p$ Coefficient de l'inflation —//— USA	1,532	1,519	-0,013	1,468	-0,064
$\phi_y^c$ Coefficient écart de production — // — ZE	0,091	0,094	0,003	0,102	0,011
$\phi_y^p$ Coefficient écart de production — // — USA	0,082	0,138	0,056	0,095	0,013
$d\phi_y^c$ Coefficient croissance de la production —//— ZE	0,06	0,098	0,038	0,086	0,026
$d\phi_y^p$ Coefficient croissance de la production —//— USA	0,066	0,08	0,014	0,063	-0,003

Si l'on prend l'aversion pour le risque ( $\sigma_i$ ) dans le modèle RANK, la valeur est de (0.971) en Zone Euro et de (1.024) aux USA, ce qui traduit que les agents en zone Euro sont moins averses au risque qu'aux USA dans un modèle à agent représentatif (tableau 1.4). La prise en compte de l'hétérogénéité (modèle HANK et TANK) augmente cette aversion en Europe (0.975 dans le modèle HANK et 1.104 dans le modèle TANK) et la baisse aux USA (0.38 dans le modèle HANK et 0.506 dans le modèle TANK), entraînant ainsi un écart important aux USA (0.644 dans le modèle HANK et 0.518 dans le modèle TANK) qu'en Zone Euro (0.004 dans le modèle HANK et 0.133 dans le modèle TANK). Ces résultats sont causés par la hausse des ménages contraints en zone Euro (0.425 dans le modèle HANK et 0.357 dans le modèle TANK) par rapport aux USA (0.332 dans le modèle HANK et 0.293 dans le modèle TANK). Ainsi, plus la proportion des ménages

contraints augmente plus le risque augmente également.

L'élasticité de substitution entre les biens de consommation domestiques et étrangers ( $\eta_i$ ) dans le modèle RANK est de 0.773 pour la Zone Euro et de 1.125 pour les USA, traduisant la facilité à remplacer les biens de consommation chez les ménages Américain par rapport aux ménages de la zone Euro. La prise en compte de l'hétérogénéité (modèles HANK et TANK) augmente cette élasticité en zone Euro (0.89 dans le modèle HANK et 0.811 dans le modèle TANK) et la baisse aux USA (0.918 dans le modèle HANK et 1.116 dans le modèle TANK). Comme le montre le tableau 1.4, cet écart est relativement important dans le modèle HANK que dans le modèle TANK.

Aux USA, la probabilité de ne pas pouvoir fixer les salaires optimaux ( $\xi_i^w$ ) est plus importante (0.596) qu'en zone Euro (0.518) lorsque les ménages ont une fonction de comportement identique (modèle RANK). Intégrant des fonctions différentes (modèles HANK et TANK), cette probabilité augmente en zone Euro comme le montre le tableau 1.4 et reste presque constante aux USA. Ce résultat peut se traduire par le fait qu'aux USA les entreprises ne sont pas victimes d'asymétrie d'information par rapport en zone Euro.

Parmi les paramètres qui ne subissent pas de modifications dans les trois modèles comme le montre le tableau 1.4, nous avons la part des biens importés de consommation ( $\alpha_i$ ), la part des biens importés qui entrent dans le processus de production ( $\alpha_{yi}$ ) et les coefficients de la règle de Taylor.

## 1.4 Fonctions de réponses impulsionnelles (irfs)

Les modèles estimés, nous évaluons les conséquences de la transmission à l'économie européenne et américaine des chocs asymétriques. Nous présentons les irfs de 1 % obtenues à partir des modèles RANK, HANK et TANK. Nous nous concentrons sur deux chocs principaux qui affectent les deux économies : un choc d'offre (de productivité  $\varepsilon^{a,i}$ ) et un choc de demande (de politique monétaire  $\varepsilon^{cr,i}$ ).

### 1.4.1 Choc de demande

La figure 1.4 montre les effets d'un choc de demande de 1% sur les variables. Certaines variables restent identiques dans les trois modèles (RANK, HANK et TANK) ce qui

montrent que ces dernières ne sont pas affectées par l'hétérogénéité suite à un choc de demande. Parmi elles, on a la consommation, l'inflation de l'IPC des USA, le taux d'intérêt, l'inflation domestique des USA, l'IPP des USA et le taux de change réel. Par contre d'autres variables subissent une modification montrant leurs sensibilités à l'hétérogénéité, parmi elles on a, les salaires, la production, l'inflation domestique de la zone Euro, l'IPP de la zone Euro, l'inflation domestique de l'IPC de la zone Euro et les obligations.

Comme le montre la figure 1.4, un choc de 1% de la demande a un effet positif sur les salaires dans les trois modèles, mais cette hausse est moins importante dans les modèles TANK (ligne noire) et HANK (ligne verte) que dans le modèle RANK (ligne bleu). Cet écart que nous observons est dû à la hausse des ménages contraints, on note également que l'écart est plus important en Zone Euro qu'aux USA car la proportion des ménages contraints est élevée en Zone Euro par rapport aux USA dans les modèles avec hétérogénéités.

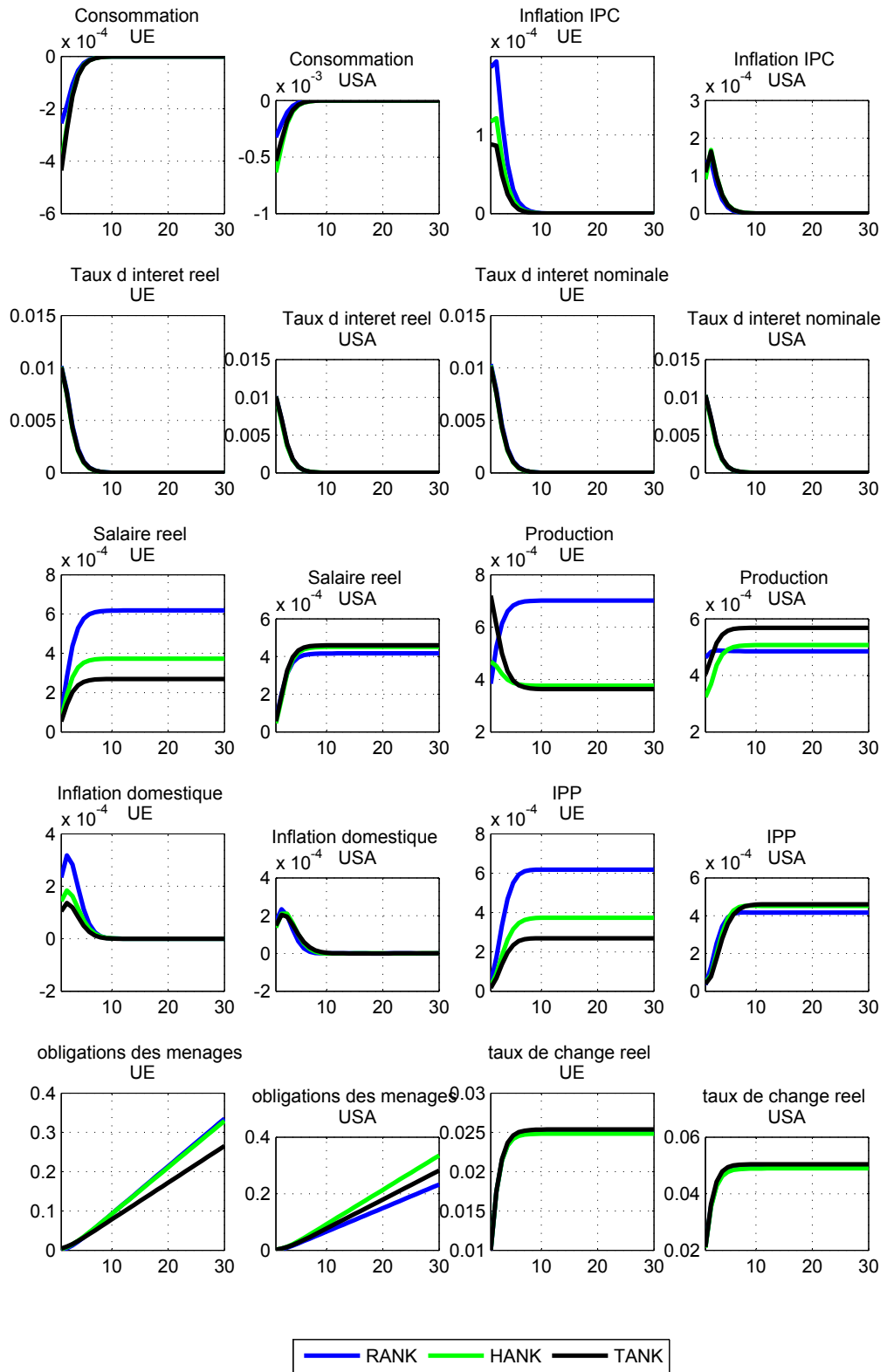
En ce qui concerne la production, ce choc de demande a également un effet positif sur la production dans les deux économies. En zone Euro, ce choc de demande augmente la production dans le modèle RANK par rapport aux modèles HANK et TANK. Par contre aux USA, la production est plus importante dans les modèles HANK et TANK. Cela résulte de l'augmentation de la proportion des ménages contraints en zone Euro et de la baisse de cette proportion aux USA. Autrement dit, les ménages non contraints sont plus productifs que les ménages contraints.

Suite à la hausse des salaires et de la production, on observe également une hausse de l'inflation. Plus la production et les salaires augmentent, plus l'inflation augmente également quel que soit le modèle. Ce choc de demande augmente les obligations dans les trois modèles dans les deux économies, comme seuls les ménages non contraints détiennent les obligations, plus la proportion de ces derniers augmente plus les obligations augmentent également comme le montre la figure 1.4.

### **1.4.2 Choc d'offre**

Un choc d'offre comme le montre la figure 1.5 (ligne verte) dans le modèle RANK laisse inchangé la consommation dans les deux économies. Lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèles HANK et TANK) la consommation augmente dans les deux économies, mais

FIGURE 1.4 – Choc de demande



Source : Auteur à l'aide des sorties de MATLAB

elle est négative dans le modèle HANK pour l'économie de la zone Euro. Cette hausse de consommation dans les modèles avec hétérogénéité montre l'impact considérable de la consommation des ménages contraints dans la consommation globale. On observe également que cette hausse est plus importante en zone Euro qu'aux USA car la proportion des ménages contraints est plus élevée en zone Euro qu'aux USA.

Au niveau des salaires réels, ce choc d'offre n'affecte pas ces derniers dans le modèle RANK dans les deux économies par contre dans les modèles HANK et TANK ce choc diminue les salaires, cette baisse résulte de la hausse de l'inflation dans les deux économies comme le montre la figure 1.5.

L'écart des taux d'intérêt que nous observons dans les trois modèles des deux économies résulte de la volonté des autorités monétaires à réduire le coût de l'emprunt pour permettre aux ménages contraints d'augmenter leur consommation lorsque les salaires réels sont en baisses. Cette stratégie a un effet négatif sur les obligations des ménages non contraints comme on peut le voir sur la figure 1.5.

A la suite du choc d'offre, la production augmente dans le modèle RANK pour les deux économies, toute chose égale par ailleurs, la prise en compte de l'hétérogénéité (modèle HANK ligne verte et modèle TANK ligne noire) baisse la production en zone Euro et l'augmente aux USA, l'écart que nous observons est le résultat de la hausse de la proportion des ménages contraints en zone Euro par rapport aux USA. On peut dire que les ménages non contraints ont un poids considérable dans le processus de production que les ménages contraints.

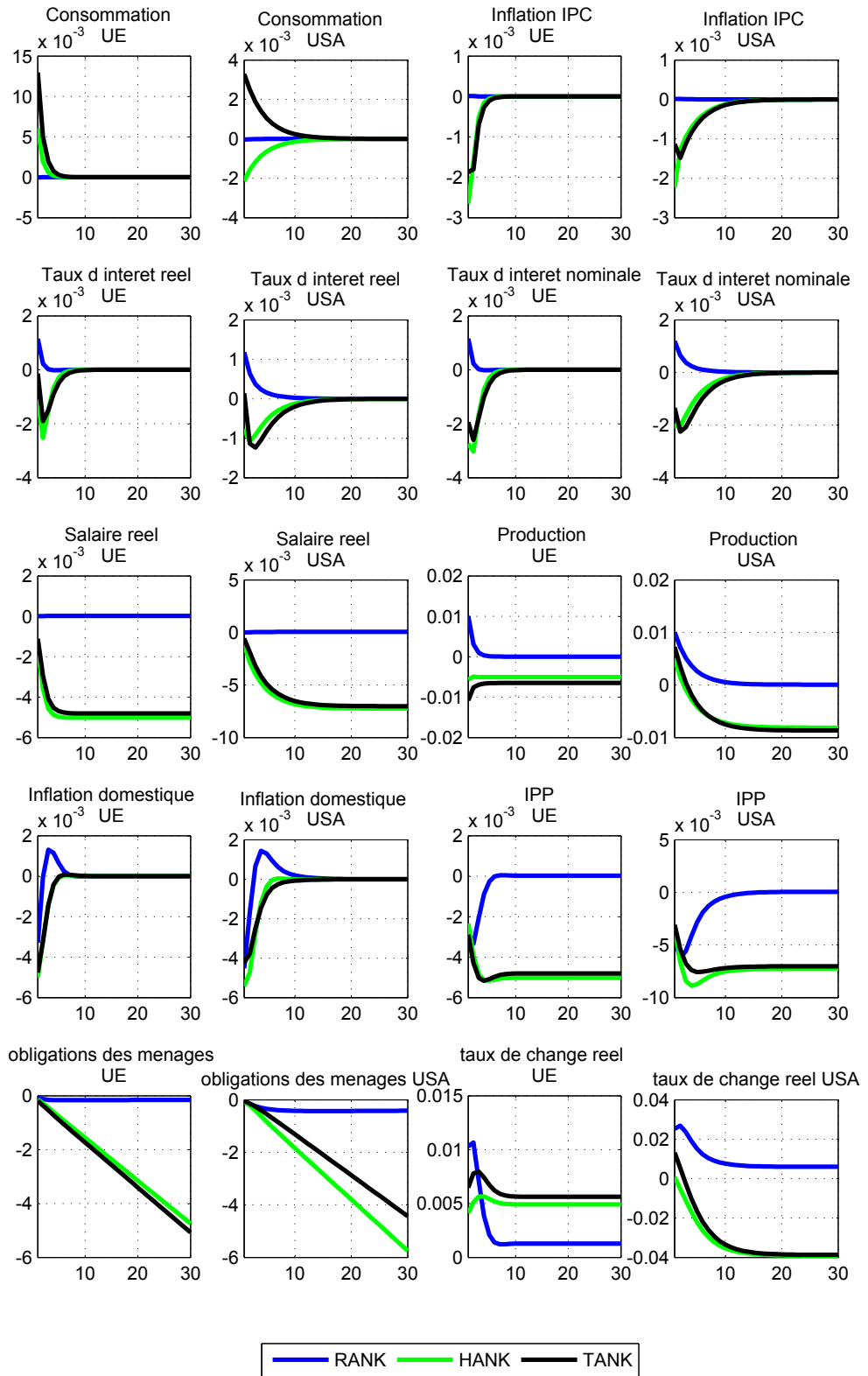
La hausse de la consommation en zone Euro dans les modèles avec hétérogénéité par rapport à la consommation aux USA conduit à une hausse du taux de change en zone Euro et une baisse de ce taux aux USA. Ce résultat est la résultante de la baisse de la production en zone Euro suivie d'une hausse de la demande de consommation par rapport à l'économiste Américaine.

## **1.5 Caractéristiques empiriques des modèles**

Le tableau 1.6 présente une sélection des statistiques de moment d'ordre deux obtenues à partir de simulations de modèles et leur comparaison avec des statistiques réelles pro-



FIGURE 1.5 – Choc d’offre



Source : Auteur à l'aide des sorties de MATLAB

venant de données de la Zone Euro et des USA. Certains modèles estimés reproduisent assez bien les statistiques des séries observables sur la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB américain ( $\hat{y}_t^u$ ) et de la Zone Euro ( $\hat{y}_t^e$ )) et la persistance (coefficient d'autocorrélation).

En ce qui concerne la volatilité des variables observables, le PIB Américain ( $\hat{y}_t^u$ ) et les dépenses publiques Américaine ( $\hat{g}_t^u$ ) sont plus volatiles (1.29 et 1.19 respectivement) que le PIB de la zone Euro ( $\hat{y}_t^e$ ) et les dépenses publiques de la zone Euro ( $\hat{g}_t^e$ ) (0.75 et 1.18 respectivement). Par contre, le taux d'intérêt Américain ( $\hat{i}_t^u$ ) est moins volatile (1.13) que le taux d'intérêt de la zone Euro ( $\hat{i}_t^e$ ) (1.15). Le modèle RANK montre également le même résultat, lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle HANK et TANK). On observe quelques changements, dans le modèle HANK les dépenses publiques américaine ( $\hat{g}_t^u$ ) sont moins volatiles (1.10) que les dépenses publiques de la zone Euro ( $\hat{g}_t^e$ ) (1.12). Dans le modèle TANK le taux d'intérêt américain ( $\hat{i}_t^u$ ) est plus volatile (1.26) que le taux d'intérêt de la Zone Euro ( $\hat{i}_t^e$ ) (1.20). On voit donc que parmi les modèles RANK, HANK et TANK, la volatilité du modèle HANK se rapproche des données par rapport aux autres modèles.

Si l'on examine les corrélations croisées du PIB Américain ( $\hat{y}_t^u$ ) avec les autres variables observables, on observe que le PIB américain est pro cyclique uniquement avec le taux d'intérêt de la zone Euro ( $\hat{i}_t^e$ ) (0.11) et le PIB Américain ( $\hat{y}_t^u$ ) (1.00) et est contre cyclique avec les autres variables observables. Dans le modèle RANK, le PIB des USA est pro cyclique avec toutes les variables observables de l'économie américaine et est neutre avec les variables observables de l'économie de la zone Euro (tableau 1.6). Dans les modèles HANK et TANK, le PIB américain est contre cyclique avec le taux d'intérêt des USA, pro cyclique avec le PIB et les dépenses publiques des USA et neutre avec les variables de la zone Euro. Concernant la persistance on observe de manière générale que la persistance des variables observables dans le modèle HANK et TANK sont plus proche des données que le modèle RANK. Pour comparer la capacité globale des modèles à s'adapter aux données, nous avons examiné la comparaison des modèles (tableau 1.2) à travers le ratio de Bayes et nous avons trouvé que le modèle HANK est fortement soutenu par les données que les modèles RANK et TANK.

Les sources de variabilité du PIB, du taux d'intérêt et des dépenses publiques sont saisies

dans la décomposition de la variance des modèles estimés. Le tableau 1.8 présente les parts en pourcentage obtenues pour la contribution des chocs d'offre, de demande et extérieur dans la décomposition de la variance. Dans le modèle RANK la principale source de fluctuation pour le PIB est le choc d'offre dans les deux économies (100%). Pour le taux d'intérêt et les dépenses publiques la principale source des fluctuations est le choc d'offre (plus de 98%) et le reste est dû au choc d'offre. Toute chose égale par ailleurs, lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèles HANK et TANK) les sources de fluctuations restent identiques comme dans le modèle RANK.

TABLE 1.6 – Sélection des Moments d'ordre deux

	$\hat{y}_t^u$	$\hat{l}_t^u$	$\hat{g}_t^u$	$\hat{y}_t^e$	$\hat{i}_t^e$	$\hat{g}_t^e$
<b>Données 1996.01 : 2021.03</b>	<b>USA</b>			<b>ZE</b>		
écart type	1,29	1,13	1,19	0,75	1,15	1,18
autocorrélation	0,75	0,61	0,66	0,31	0,66	0,72
corrélation avec $\hat{y}_t^u$	1,00	-0,13	-0,36	-0,01	0,11	-0,20
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	-0,01	0,17	0,03	1,00	-0,10	0,29
<b>Modèle RANK</b>	<b>USA</b>			<b>ZE</b>		
écart type	1.21	1.17	1.18	0.74	1.23	1.12
autocorrélation	0.71	0.62	0.65	0.30	0.66	0.69
corrélation avec $\hat{y}_t^u$	1.00	0.10	0.04	0.00	0.00	0.00
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	0.00	0.00	0.00	1.00	0.06	0.15
<b>Modèle HANK</b>	<b>USA</b>			<b>ZE</b>		
écart type	1.25	1.16	1.10	0.72	1.17	1.12
autocorrélation	0.74	0.61	0.61	0.30	0.65	0.67
corrélation avec $\hat{y}_t^u$	1.00	-0.13	0.08	0.00	0.00	0.00
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	0.00	0.00	0.00	1.00	-0.11	0.14
<b>Modèle TANK</b>	<b>USA</b>			<b>ZE</b>		
écart type	1.27	1.26	1.12	0.73	1.20	1.06
autocorrélation	0.74	0.63	0.62	0.38	0.66	0.66

(Continued on next page)

TABLE 1.7 – (continued)

	$\hat{y}_t^u$	$\hat{i}_t^u$	$\hat{g}_t^u$	$\hat{y}_t^e$	$\hat{i}_t^e$	$\hat{g}_t^e$
corrélation avec $\hat{y}_t^u$	1.00	-0.10	0.04	0.00	0.00	0.00
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	0.00	0.00	0.00	1.00	-0.06	0.12

TABLE 1.8 – VARIANCE DECOMPOSITION (in percent)

Zone Euro			USA			
	choc d'offre	choc de demande	choc extérieur	choc d'offre	choc de demande	choc extérieur
<b>Modèle RANK</b>						
$\hat{y}_t^u$	0.00	0.00	0.00	100	0.00	0.00
$\hat{i}_t^u$	0.01	0.00	0.00	1.13	98.85	0.01
$\hat{g}_t^u$	0.00	0.00	0.00	0.22	99.78	0.00
$\hat{y}_t^e$	100	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$\hat{i}_t^e$	0.53	99.47	0.00	0.00	0.00	0.00
$\hat{g}_t^e$	3.10	96.90	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>Modèle HANK</b>						
$\hat{y}_t^u$	0.00	0.00	0.00	100	0.00	0.00
$\hat{i}_t^u$	0.01	0.00	0.00	2.05	97.95	0.00
$\hat{g}_t^u$	0.00	0.00	0.00	0.68	99.32	0.00
$\hat{y}_t^e$	0.00	100	0.00	0.00	0.00	0.00
$\hat{i}_t^e$	3.67	96.33	0.00	0.00	0.00	0.00
$\hat{g}_t^e$	2.57	97.43	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>Modèle TANK</b>						
$\hat{y}_t^u$	0.00	0.00	0.00	100	0.00	0.00
$\hat{i}_t^u$	0.01	0.00	0.00	2.52	97.46	0.01
$\hat{g}_t^u$	0.00	0.00	0.00	0.25	99.75	0.00
$\hat{y}_t^e$	0.00	100	0.00	0.00	0.00	0.00

(Continued on next page)

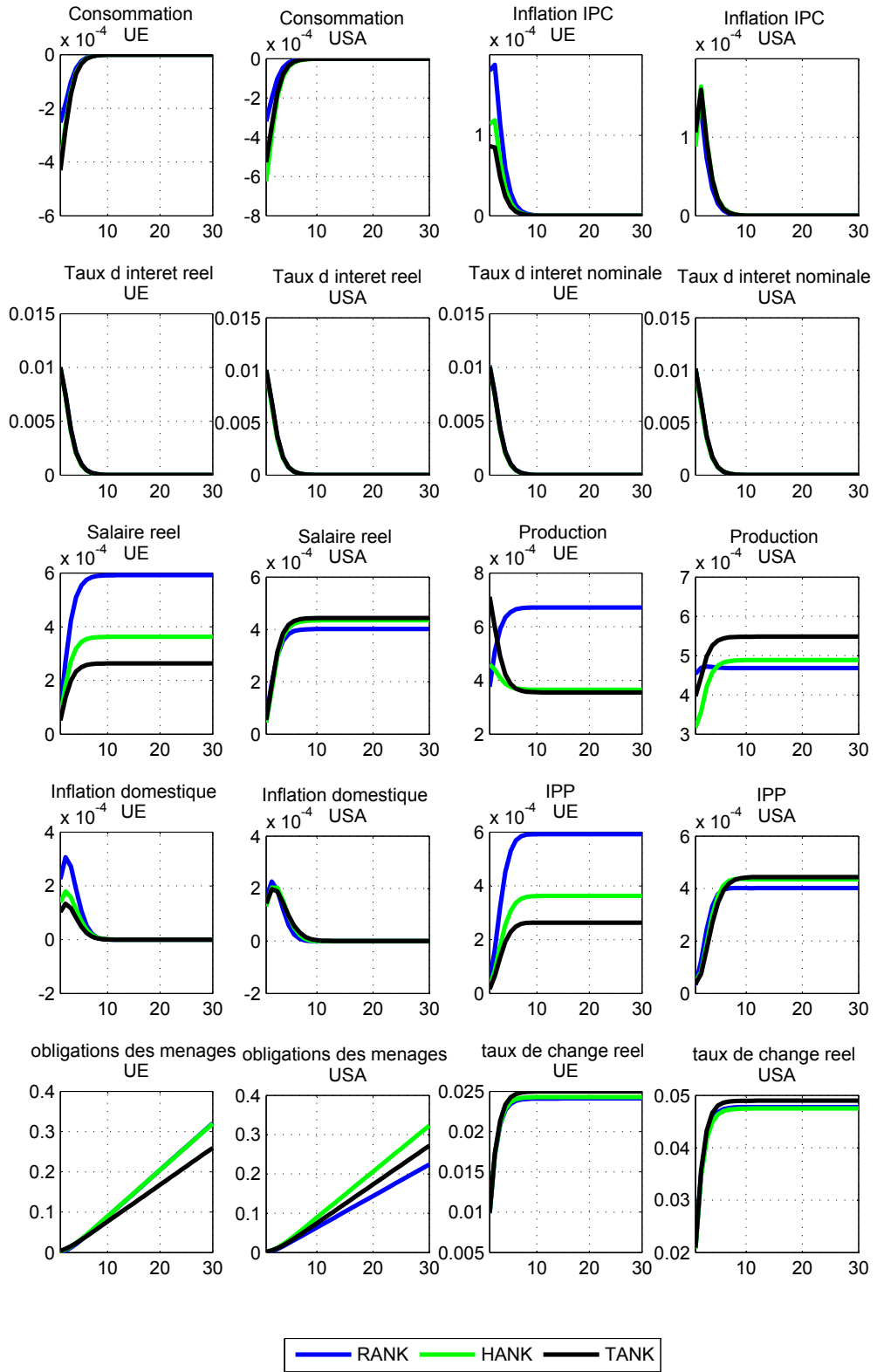
TABLE 1.9 – (continued)

	Zone Euro			USA		
	choc d'offre	choc de demande	choc extérieur	choc d'offre	choc de demande	choc extérieur
$\hat{i}_t^e$	2.28	97.72	0.00	0.00	0.00	0.00
$\hat{g}_t^e$	1.85	98.15	0.00	0.00	0.00	0.00

## 1.6 Sensibilité du modèle

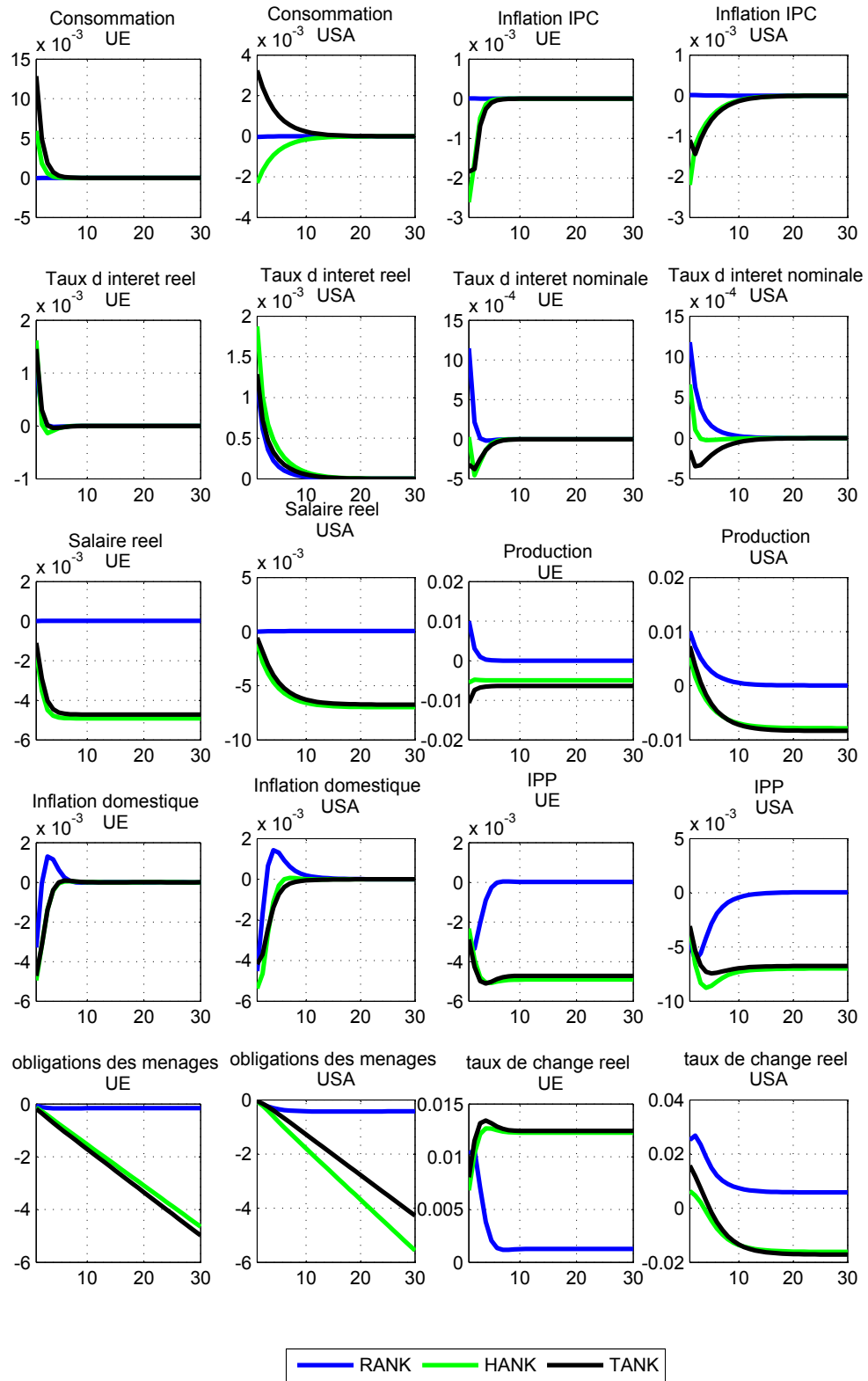
Dans cette partie nous étudions la sensibilité des modèles RANK, HANK et TANK, en considérant une certaine coordination entre les politiques monétaires des deux banques centrales (le paramètre de la politique monétaire qui capte la stabilité du taux de change  $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ ). Tenant compte des chocs d'offre, de demande et extérieur de 1 % (figure 1.6 et figure 1.7 ) les résultats sont identiques comme dans les sections 1.4.1 et 1.4.2. Autrement dit, nos modèles ne sont pas sensibles à une stabilité des prix dans les deux économies.

FIGURE 1.6 – Choc de demande ( $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ )



Source : Auteur à l'aide des sorties de MATLAB

FIGURE 1.7 – Choc d’offre ( $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ )



Source : Auteur à l’aide des sorties de MATLAB

## Conclusion

Nous avons construit un modèle DSGE avec agents représentatifs (modèle RANK) et avec agents hétérogènes (modèle HANK et TANK) pour discuter de la conduite de la politique monétaire en économie ouverte en zone Euro et aux USA. L'estimation bayésienne des modèles montre que le modèle HANK est fortement soutenu par les données que les modèles RANK et TANK, suivi du modèle TANK, car leur ratio de Bayes (0.17766 pour le modèle HANK et 0.24324 pour le modèle TANK) est inférieur à 1 (Ratio de bayes du modèle RANK). Certains paramètres expliquent mieux l'hétérogénéité, c'est le cas de l'aversion pour le risque (donc l'écart est de 0.133 pour la zone Euro et de -0.518 pour les USA) et l'élasticité de substitution (avec pour écart 0.117 pour la zone Euro et -0.207 pour les USA). Les simulations du modèle correspondent bien aux statistiques de second moment des variables observables en zone Euro et aux USA.

Dans l'analyse des irfs, nous montrons que la prise en compte de l'hétérogénéité est plus sensible au choc d'offre, car les écarts entre les variables sont plus importants. Cela emmène les autorités monétaires à mettre en place différentes stratégies de politique monétaire pour stabiliser les fluctuations. De manière spécifique dans les deux économies, lorsque les prix augmentent la politique monétaire est restrictive et lorsque les prix et la production baissent la politique monétaire est expansionniste. Nous avons examiné la sensibilité de notre modèle et nous montrons que, lorsqu'il existe une certaine coordination entre les deux banques centrales pour stabiliser l'inflation, on obtient les mêmes résultats.

Nos modèles contribuent à la littérature de la macroéconomie ouverte en soulignant l'apport critique de l'hétérogénéité pour rendre compte à la fois de la transmission des chocs asymétriques et de l'effet des décisions de politique monétaire en Europe et aux USA. Pour l'avenir, notre analyse met en évidence plusieurs domaines de recherche future. Une extension naturelle de cette analyse devrait se concentrer sur l'hétérogénéité des firmes pour l'analyse de la conduite de la politique monétaire en union monétaire plus précisément en zone Euro et aux USA. Nos modèles pourraient également servir de cadre pour évaluer l'incidence de l'hétérogénéité des firmes sur les inégalités et contribuer ainsi à l'amélioration de l'efficacité de la politique monétaire.



## **Chapitre 2**

**Politique monétaire avec le modèle**

**THANK en économie ouverte : USA vs**

**Europe**

## Introduction

Depuis la fin de la crise de 2008, la plupart des Banques Centrales pour soutenir l'activité économique ont mené des politiques monétaires expansionnistes entraînant les taux proches de zéro. Malgré la baisse des taux, on a observé une hausse à taux variables des inégalités de revenu au cours du temps. Ainsi, certains décideurs politiques à l'exemple de Yellen et Draghi ont demandé des recherches supplémentaires des implications des politiques monétaires sur les inégalités et la redistribution de revenu. Une littérature très récente a vu le jour à l'exemple des travaux de Bilbiie (2020) qui développe un modèle THANK qui capture quatre dimensions clés pour l'étude des fluctuations macroéconomiques avec hétérogénéité en économie fermée : la prise en compte de l'incertitude des revenus idiosyncrasiques et de précaution, l'auto-assurance des épargnants ; les inégalités cycliques des revenus et enfin une propension marginale à consommer qui tient compte des chocs de revenus à travers différents horizons.

Ce chapitre a pour objectif d'étendre le modèle THANK en économie ouverte et d'observer ce qui se produit lorsqu'on intègre les inégalités cycliques des revenus et une propension marginale à consommer qui tient compte des chocs de revenus à travers différents horizons. Par la suite, nous discuterons de la coordination internationale de la politique monétaire en zone Euro et aux USA. À cet effet, nous allons construire et comparer deux modèles (RANK et THANK) de deux pays et tout comme le chapitre précédent, voir quel modèle est capable de générer un cadre empirique acceptable pour un ensemble relativement large de variables macroéconomiques.

Les résultats de ce chapitre montre que l'hétérogénéité plus particulièrement la prise en compte des inégalités cycliques de revenu dans la fonction de consommation des ménages n'est pas très importante à prendre en compte dans la conduite de la politique monétaire, en effet l'analyse de la comparaison des modèles à travers le ratio de Bayes permet de voir qu'en économie ouverte le modèle THANK réplique de manière identique les données que le modèle RANK, car son ratio de Bayes est presque égale à 1 (0.99) compte tenu que le modèle RANK est le modèle de base. Tenant compte des séries de données observables, la prise en compte de l'hétérogénéité (modèle THANK) montre que certains paramètres deviennent plus informatifs dans le modèle THANK que dans le modèle RANK. Parmi ces paramètres on a les élasticités de substitution et la part des importations étrangers.

L'analyse des irfs montrent que les deux économies sont plus sensibles aux chocs de taux d'intérêt et de productivité qu'au choc de la PTI.

L'analyse des statistiques de second moment (la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB et le PIB retardé en Europe et aux USA) et la persistance (coefficient d'autocorrélation)) obtenues à partir des simulations des modèles et leur comparaison avec les statistiques réelles provenant des données des USA et de la zone Euro montrent que le modèle avec hétérogénéité (THANK) réplique mieux les données que le modèle RANK . Ce résultat est confirmé par le ratio de Bayes.

L'analyse de la sensibilité montre que : lorsque les banques centrales se coordonnent pour une stabilité des prix, les résultats sont identiques. Ainsi, on peut dire que les paramètres qui captent le taux d'inflation dans les deux économies ne modifient pas le comportement du modèle lorsque ceux-ci changent de valeurs.

Le chapitre est structuré comme suit, la première section présentera les faits stylisés et une brève revue de la littérature 2.1, la section deux 2.2 présentera le modèle, la troisième le calibrage et l'estimation du modèle 2.3, la quatrième les fonctions de réponse impulsionnelle 2.4, la cinquième présentera les caractéristiques empiriques du modèle 2.5 et la dernière la sensibilité du modèle 2.6.

## **2.1 Faits stylisés et revue de la littérature**

### **2.1.1 Faits stylisés**

Le risque de pauvreté des travailleurs est mesuré comme étant le taux de risque de pauvreté parmi les individus qui sont actifs, c'est-à-dire ceux qui ont été employés pendant plus de la moitié de la période de référence. Cette analyse vise à mieux comprendre des facteurs qui sous-tendent ces situations, qu'il s'agisse de la structure familiale ou du marché du travail.

La figure 2.1 montre l'évolution du risque de pauvreté entre différents groupes d'âges et le taux d'intérêt en zone Euro. Ainsi, on remarque que le risque de pauvreté le plus considérable est celui des ménages âgés de 15 à 25 ans ; cela peut s'expliquer par le manque d'expérience. Ce groupe est suivi des ménages âgés de moins de 55 ans. Les

ménages âgés d'au moins 55 ans quant à eux présentent un risque relativement faible par rapport aux autres groupes vu l'expérience qu'ils ont déjà acquise. On observe également que le revenu des ménages de moins de 55 ans a une forte fluctuation alors que celui des ménages de plus de 55 ans a de faible fluctuation.

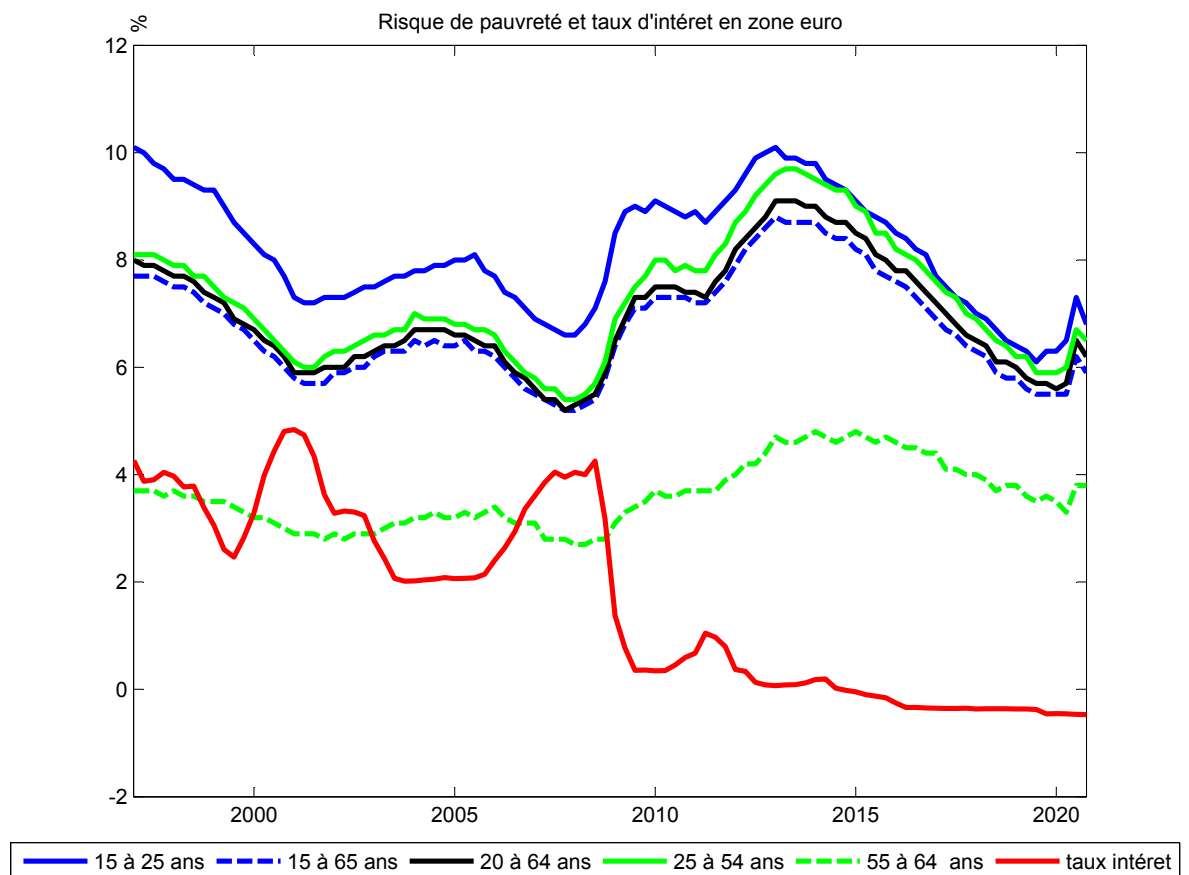
La politique monétaire menée par la BCE (Banque Centrale Européenne) depuis les années 2000 a contribué à une variation du risque de pauvreté, cette variation étant plus importante pour les ménages de moins de 55 ans. En effet, au début de la crise de 2008, la politique monétaire expansionniste de la BCE a augmenté le risque de pauvreté entraînant une variation des revenus des différents groupes d'âges. Ce risque de pauvreté n'a baissé qu'à partir de 2014 et a repris en 2019, probablement dû à la crise sanitaire. À partir de 2012, le taux d'intérêt est presque nul, le risque de pauvreté des ménages de moins de 55 ans baisse et celui des ménages de plus de 55 ans augmente. La politique monétaire menée par la BCE réduit le risque de pauvreté des ménages de moins de 55 ans et augmente celui des ménages de plus de 55 ans, car la proportion des ménages de plus de 55 ans sont en majeure partie des retraités.

Selon le Census Bureau aux USA, le seuil en dessous duquel un individu est considéré comme pauvre dans les différentes catégories de revenus est : la limite de revenu à 999 999 \$ ; la limite de sécurité sociale à 49 999 \$ ; la limite de revenu supplémentaire de sécurité et d'assistance publique à 24 999 \$ ; la limite de pensions alimentaires pour enfants et de pensions alimentaires à 49 999 \$. Ainsi, comme le montre la figure 2.2, la tendance de la politique monétaire de la FED a été expansionniste depuis les années 1996 jusqu'en 2020. Durant cette même période, la proportion des ménages pauvres âgés entre 18 et 64 ans (ligne verte) a baissé jusqu'en 2000 avant de connaître des périodes de légères hausses et de baisses. Quant aux ménages de moins de 18 ans (ligne noire), elle a baissé jusqu'en 2000 avant de connaître une hausse à partir de 2000. La proportion des ménages pauvres de 65 ans et plus reste pratiquement stable sur toute la période. On observe également qu'il y a plus de ménages pauvres entre 18 et 64 ans suivis des ménages de moins de 18 ans et enfin des ménages de 65 ans et plus. On peut conclure que la baisse des taux d'intérêt de la FED a contribué à la variation du revenu des ménages d'une période à l'autre.

La conclusion que nous pouvons avoir de cette analyse est que les revenus des ménages

fluctuent d'une période à l'autre quel que soit le groupe d'âge, mais cette fluctuation est plus importante pour les jeunes que les âgés. Ainsi, cela nécessite de développer des modèles avec hétérogénéité des agents tenant compte de la variabilité des revenus d'une période à l'autre.

FIGURE 2.1 – Risque de pauvreté

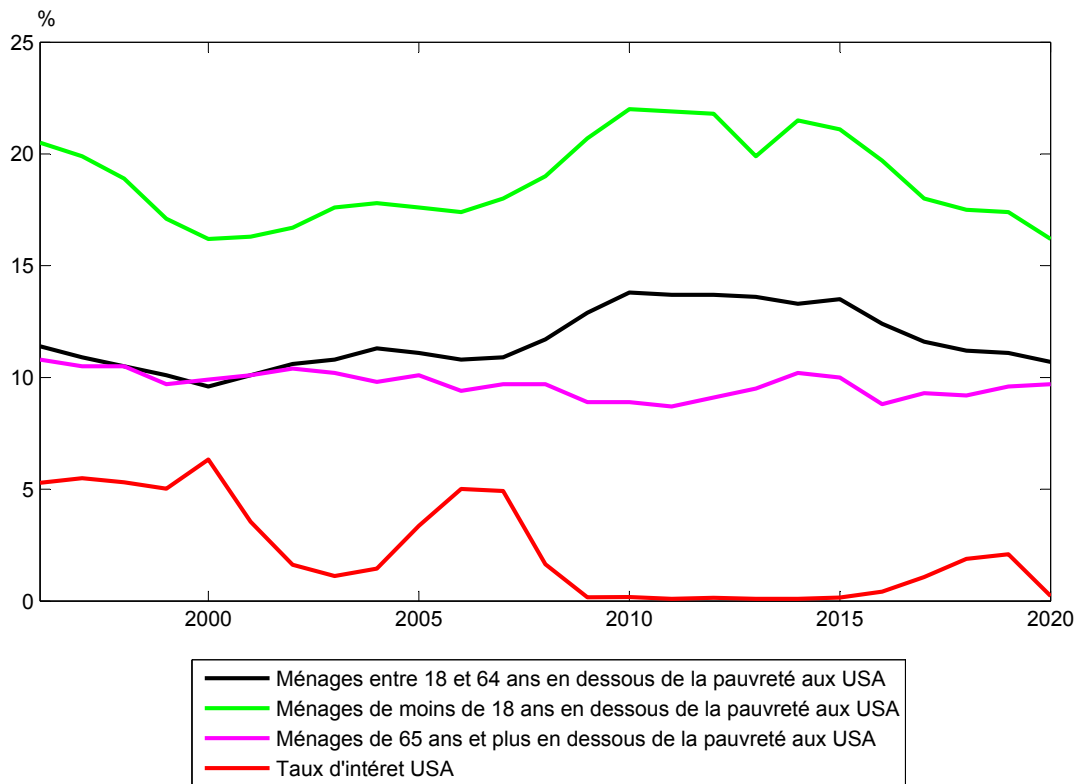


Source : Données Eurostat

## 2.1.2 Revue de la littérature

Les travaux traitant de la transmission de la redistribution de la politique monétaire avec hétérogénéité des agents et marchés incomplets dans le cadre des modèles d'équilibre général sous un angle positif sont nombreux (Bilbiie (2008), Bilbiie et al (2017), Bilbiie (2018), Bilbiie (2020), Debortoli et Gali (2018), Kaplan et al (2015), Kaplan et al (2018)...). Notre modèle THANK se rapproche des travaux de Bilbiie (2020), Debortoli

FIGURE 2.2 – Part de la pauvreté aux USA



Source : U.S.Census Bureau et FED

et Gali (2018) qui analysent la politique monétaire dans des environnements où l'hétérogénéité est maintenue en dimension finie.

Debortoli et Gali (2018) utilisent un modèle TANK<sup>1</sup> et montrent que ce dernier se rapproche raisonnablement bien des implications globales de l'inflation. Bilbiie et al (2017) montrent que le canal des inégalités et des risques de revenu jouent un rôle important dans la transmission et la redistribution dans les modèles TANK, dans la mesure où il peut exister un risque de devenir contraint dans le futur même si on ne l'est pas aujourd'hui.

Werning (2015) étudie la politique monétaire et met l'accent sur le caractère cyclique du risque de revenu et de la liquidité. Lorsque le risque de revenu idiosyncrasique non assurable augmente en cas de récession, les agents augmentent leur niveau de précaution et diminuent leur consommation, ce qui amplifie la récession initiale qui augmente

1. modèle qui analyse la politique monétaire, en introduisant la distinction des ménages en fonction de leurs participations aux marchés d'actifs, les ménages « hand to mouth » n'ont pas d'actifs, tandis que les épargnants possèdent tous les actifs (prix des obligations et des actions dans les firmes par l'intermédiaire de leur modèle d'Euler)

encore plus le risque idiosyncrasique et ainsi de suite. Les analyses de Werning (2015) sont interprétées par Ravn et Sterk (2017) comme un mécanisme de risque de chômage endogène.

Nous constatons que les travaux de Werning (2015) ne prennent pas en compte le fait qu'un agent contraint (non contraint) peut devenir non contraint (contraint) respectivement dans le futur. Cette séparation est également clairement illustrée par un article ultérieur Ravn et Sterk (2017), qui vise explicitement à isoler le rôle du canal du risque de revenu en utilisant les préférences CARA<sup>2</sup>. Pour simplifier l'hétérogénéité, ils montrent qu'un tel mécanisme d'amplification intertemporel peut se produire uniquement en raison d'une idiosyncrasie non assurée, ce qui entraîne l'augmentation de la volatilité idiosyncrasique non assurée des revenus en période de récession.

Bilbiie (2020), afin de diminuer la volatilité idiosyncrasique non assurée du risque de revenu et des inégalités, élargit le modèle avec une formalisation de ces canaux de transmission en supposant que la probabilité de devenir contraint est une fonction de la demande globale et de la production. Avec cette formalisation, les deux canaux de l'inégalité et du risque sont liés et coexistent.

De cette littérature, on peut retenir que les canaux d'inégalité et de risque cyclique de revenu jouent un rôle important dans la transmission de la politique monétaire et nécessite d'élaborer des modèles qui peuvent lever d'une part la contrainte de l'auto-assurance en introduisant de l'incertitude idiosyncrasique<sup>3</sup> et d'autre part éviter le mécanisme d'un modèle endogène<sup>4</sup>. Pour tenir compte de cela dans notre modèle, on va supposer comme dans Bilbiie (2020) que la probabilité de devenir contraint est une fonction de la demande globale et de la production, le tout en économie ouverte. En effet, avec cette formalisation, les deux canaux de l'inégalité cyclique et du risque sont liés et coexistent.

---

2. Lorsque le coefficient d'aversion absolu pour risque est constant

3. Risque de devenir contraint dans le futur alors qu'on ne l'est pas aujourd'hui

4. Lorsque le risque de revenu idiosyncrasique non assurée augmente en cas de récession, les agents augmentent leur épargne de précaution et diminuent leur consommation, ce qui amplifie la récession initiale qui augmente encore plus le risque idiosyncrasique et ainsi de suite.

## 2.2 Présentation du modèle

Nous considérons un modèle à deux pays (Europe, USA), ces pays échangent avec le reste du monde. Chaque pays  $i$  ( $i \in (h, f)$ ) comporte des consommateurs, des producteurs de biens intermédiaires, des producteurs de biens finaux et un secteur extérieur.  $h$  et  $f$  représentent respectivement l'Europe et les USA. Concernant la conduite des politiques macroéconomiques, nous considèrerons les autorités budgétaires et monétaires de chaque pays.

### 2.2.1 les Ménages

Les ménages participent rarement aux marchés de capitaux. Quand ils le font, c'est pour ajuster leur portefeuille et recevoir des dividendes des firmes ; par contre, quand ils ne le font pas, ils utilisent uniquement leurs revenus pour lisser leurs consommations.

Soit  $s$  la probabilité de continuer à participer aux marchés d'obligations à la période  $t + 1$ , en tenant compte qu'on participait aux marchés d'obligations à la période  $t$ .  $h$  la probabilité de continuer à ne pas participer aux marchés d'obligations à la période  $t + 1$  en tenant compte qu'on ne participait pas aux marchés d'obligations à la période  $t$ . Les valeurs de  $s$  et  $h$  sont déterminées suivant une chaîne de Markov. Ainsi, la proportion des ménages qui ne participent pas aux marchés d'obligations est  $\lambda = \frac{1-s}{2-s-h}$  et la fraction de ceux qui participent est de  $(1 - \lambda)$  Bilbiie (2020).

Dans la suite de notre analyse, nous allons noter  $U$  tous les ménages qui participent aux marchés d'obligations et par  $K$  ceux qui ne participent pas. Soit  $B_{i,t+1}^U(k)$  et  $B_{i,f,t+1}^U(k)$  les obligations domestiques et importées du ménage  $k$  dans le pays  $i$  qui participent aux marchés d'obligation à la période  $t + 1$ , ces obligations ont une valeur réelle à la fin de la période  $t$  de  $Z_{i,t+1}^U$  et de  $Z_{i,f,t+1}^U$  respectivement.

#### 2.2.1.1 Les Ménages dans le modèle RANK

Dans le modèle RANK la part des ménages contraint  $\lambda_i = 0$  et la probabilité d'être Ramsey  $s_i = 1$ . Le planificateur social bienveillant cherche à maximiser le bien-être collectif

$$W \left( B_{i,t}^U(k), B_{i,f,t}^U(k), W_{i,t} \right)$$



sous la contrainte budgétaire du ménage Ramsey. On obtient les relations fonctionnelles récursives (équations de Bellman) reliant les fonctions valeurs aux dates successives tel que :

$$W(B_{i,t}^U(k), B_{i,f,t}^U(k), W_{i,t}(k)) = \max_{C_{i,t}^U(k), Z_{i,t+1}^U(k), Z_{i,f,t+1}^U(k), W_{i,t+1}} \quad (2.1)$$

$$U(C_{i,t}^U(k)) + \beta E_t W(B_{i,t+1}^U(k), B_{i,f,t+1}^U(k), W_{i,t+1}(k))$$

Sous la contrainte :

$$P_{i,t}^c C_{i,t}^U(k) + Z_{i,h,t+1}^U(k) + \varepsilon_{i,t} Z_{i,f,t+1}^U(k) + v_{i,t} W_{i,t+1} = Y_{i,t}^U(k) + \frac{1+i_{i,t-1}}{1+\pi_{i,t}^c} B_{i,h,t}^U(k) \quad (2.2)$$

$$+ \varepsilon_{i,t} \frac{1+i_{i,f,t-1}}{1+\pi_{i,t}^c} B_{i,f,t}^U(k) + W_{i,t}(k)(v_{i,t} + D_{i,t}) + T_{i,t}^U(k)$$

$$Z_{i,h,t+1}^U, Z_{i,f,t+1}^U \geq 0 \quad (2.3)$$

avec,  $W_{i,t}(k)$  est le salaire nominal,  $v_{i,t}$  le cours de l'action,  $D_{i,t}$  les dividendes,  $T_{i,t}^U(k)$  les taxes,  $\varepsilon_{i,t}$  le taux de change nominal,  $\pi_{i,t}^c$  l'inflation de l'IPC,  $i_{i,t-1}$  et  $i_{i,f,t-1}$  le taux d'intérêt nominal domestique et étranger,  $P_{i,t}^c$  l'indice des prix à la consommation (IPC).

D'après le théorème de l'enveloppe<sup>5</sup>, les conditions de premier ordre donnent :

$$U'(C_t^U) = \beta E_t \left\{ \frac{v_{t+1} + D_{t+1}}{v_t} U'(C_{t+1}^U) \right\} \quad (2.4)$$

$$U'(C_{i,t}^U(k)) = \beta E_t \left\{ \frac{1+i_{i,t}}{1+\pi_{i,t+1}^c} \left[ s U'(C_{i,t+1}^U(k)) \right] \right\} \quad (2.5)$$

$$U'(C_{i,t}^U(k)) = \beta E_t \left\{ \frac{1+i_{i,f,t}}{1+\pi_{i,t+1}^c} \frac{\varepsilon_{i,t+1}}{\varepsilon_{i,t}} \left[ s U'(C_{i,t+1}^U(k)) \right] \right\} \quad (2.6)$$

Comme dans Bilbiie (2020), l'équation 2.4 correspond au choix du stock : il n'y a pas de motif d'auto-assurance, car les ménages ne peuvent pas être portés à l'état contraint. En considérant la fonction d'utilité de la forme

$$U(C_{i,t}^U, N_{i,t}^U, Z_{i,t}) = \left( \frac{(C_{i,t}^U)^{1-\sigma_i} - 1}{1-\sigma_i} - \frac{(N_{i,t}^U)^{1+\varphi_i}}{1+\varphi_i} \right) e^{\varepsilon_{i,t}^z}$$

l'équation 2.5 qui représente l'équation d'Euler devient

$$(C_{i,t}^U)^{-\sigma} e^{\varepsilon_{i,t}^z} = \beta E_t \left\{ \frac{1+i_{i,t}}{1+\pi_{i,t+1}^c} \left[ (s C_{i,t+1}^U(k))^{-\sigma} \right] e^{\varepsilon_{i,t}^z} \right\} \quad (2.7)$$

avec  $\varepsilon_{i,t}^z$  le choc de préférence AR(1).  $s = 1$  et

$$C_{i,t}(k) = C_{i,t}^U(k)$$

5. Les changements dans l'optimiseur de l'objectif ne contribuent pas au changement dans la fonction objectif.

la consommation du ménage  $k$ , car tous les ménages sont non contraints. En combinant les équations 2.6 et 2.5 et en tenant compte des relations

$$(1 + i_{i,t}^b) = \frac{(1 + i_{i,t})}{e^{\varepsilon_t^b}}$$

$$(1 + i_{i,f,t}^b) = \frac{(1 + i_{i,f,t})e^{\varepsilon_t^s}}{e^{\varepsilon_t^b}}$$

avec  $i_{i,t}^b$  et  $i_{i,f,t}^b$  le taux de rendement des obligations domestiques et étrangères,  $\varepsilon_t^b$  un choc AR(1) représentant la prime de risque sur les obligations,  $\varepsilon_t^s$  une prime de risque sur les obligations étrangères qui prend la forme d'un choc et joue le rôle d'une parité d'intérêt non couverte (Walque et al (2005)), on obtient la détermination du taux de change nominal donnant la parité non couverte du taux d'intérêt

$$(1 + i_{i,t}) = (1 + i_{i,f,t})e^{\varepsilon_t^s} E_t \left( \frac{\varepsilon_{i,t+1}}{\varepsilon_{i,t}} \right) \quad (2.8)$$

La fonction d'offre de travail est telle que :

$$\frac{W_{i,t}(k)}{P_{i,t}^c} = C_{i,t}^{\sigma_i}(k) N_{i,t}^{\varphi_i}(k) \quad (2.9)$$

### 2.2.1.2 les Ménages dans le modèle THANK

Le planificateur social bienveillant cherche à maximiser le bien-être collectif

$$W \left( B_{i,t}^U(k), B_{i,f,t}^U(k), W_{i,t}(k) \right)$$

sous les contraintes budgétaires des deux types de ménages. On obtient les relations fonctionnelles récursives (équations de Bellman) reliant les fonctions valeurs aux dates successives tel que :

$$W \left( B_{i,t}^U(k), B_{i,f,t}^U(k), W_{i,t}(k) \right) = \max_{C_{i,t}^U(k), C_{i,t}^K(k), Z_{i,t+1}^U(k), Z_{i,f,t+1}^U(k), W_{i,t+1}(k)} \quad (2.10)$$

$$(1 - \lambda)U(C_{i,t}^U(k)) + \lambda U(C_{i,t}^K(k)) + \beta E_t W \left( B_{i,t+1}^U(k), B_{i,f,t+1}^U(k), W_{i,t+1}(k) \right)$$

où  $W_{i,t}(k)$  est le salaire nominal. Sous contraintes :

$$P_{i,t}^c C_{i,t}^U(k) + Z_{i,t+1}^U(k) + \varepsilon_{i,t} Z_{i,f,t+1}^U(k) + v_{i,t} W_{i,t+1} = Y_{i,t}^U(k) + \frac{1 + i_{i,t-1}}{1 + \pi_{i,t}^c} B_{i,t}^U(k) \quad (2.11)$$

$$+ \varepsilon_{i,t} \frac{1 + i_{i,f,t-1}}{1 + \pi_{i,t}^c} B_{i,f,t}^U(k) + W_{i,t} P_t^c (v_{i,t} + D_{i,t}) + T_{i,t}^U(k)$$

$$P_{i,t}^c C_{i,t}^K(k) = Y_{i,t}^K(k) + T_{i,t}^K(k) \quad (2.12)$$

$$Z_{i,h,t+1}^U, Z_{i,f,t+1}^U \geq 0 \quad (2.13)$$

avec  $T_{i,t}^U(k)$  et  $T_{i,t}^K(k)$  les transferts,  $\varepsilon_{i,t}$  le taux de change nominal,  $\pi_{i,t}^c$  l'inflation et  $p_{i,t}^c$  l'indice des prix à la consommation. D'après le théorème de l'enveloppe, les conditions de premier ordre donnent :

$$U'(C_{i,t}^U(k)) = \beta E_t \left\{ \frac{1+i_{i,t}}{1+\pi_{i,t+1}^c} \left[ sU'(C_{i,t+1}^U(k)) + (1-s)U'(C_{i,t+1}^K(k)) \right] \right\} \quad (2.14)$$

$$U'(C_{i,t}^U(k)) = \beta E_t \left\{ \frac{1+i_{i,f,t}}{1+\pi_{i,t+1}^c} \frac{\varepsilon_{i,t+1}}{\varepsilon_{i,t}} \left[ sU'(C_{i,t+1}^U(k)) + (1-s)U'(C_{i,t+1}^K(k)) \right] \right\} \quad (2.15)$$

En considérant les fonctions d'utilité de la forme

$$U(C_{i,t}^U, N_{i,t}^U, Z_{i,t}) = \left( \frac{(C_{i,t}^U)^{1-\sigma_i} - 1}{1-\sigma_i} - \frac{(N_{i,t}^U)^{1+\varphi_i}}{1+\varphi_i} \right) e^{\varepsilon_{i,t}^z}$$

et

$$U(C_{i,t}^K, N_{i,t}^K, Z_{i,t}) = \left( \frac{(C_{i,t}^K)^{1-\sigma_i} - 1}{1-\sigma_i} - \frac{(N_{i,t}^K)^{1+\varphi_i}}{1+\varphi_i} \right) e^{\varepsilon_{i,t}^z}$$

on obtient l'équation d'Euler pour le ménage  $k^6$  tel que

$$(C_{i,t}^U(k))^{-\sigma} e^{\varepsilon_{i,t}^z} = \beta E_t \left\{ \frac{1+i_{i,t}}{(1+\pi_{i,t+1}^c)} \left[ s(C_{i,t+1}^U(k))^{-\sigma} + (1-s)(C_{i,t+1}^K(k))^{-\sigma} \right] e^{\varepsilon_{i,t+1}^z} \right\} \quad (2.16)$$

$C_{i,t}^U(k)$  et  $C_{i,t}^K(k)$  la consommation du ménage « Ramsey » et « hand to mouth » respectivement, comme le montre l'annexe B on a :

$$C_{i,t}^K(k) = C_t^\chi(k)$$

et

$$C_{i,t}^U(k) = C_{i,t}^{\frac{1-\lambda\chi}{1-\lambda}}(k)$$

avec  $\chi = 1 + \varphi(1 - \frac{\tau^D}{\lambda})$  un paramètre qui capture les inégalités,  $\tau^D$  le taux de taxe,  $\varphi_i$  l'élasticité de l'offre du travail. Ainsi, l'équation 2.16 donne

$$C_{i,t}^{\sigma \frac{\lambda\chi-1}{(1-\lambda)}}(k) e^{\varepsilon_{i,t}^z} = \beta E_t \left\{ \frac{1+i_{i,t}}{(1+\pi_{i,t+1}^c)} \left[ s(C_{i,t+1}(k))^{\sigma \frac{\lambda\chi-1}{(1-\lambda)}} + (1-s)(C_{i,t+1}(k))^{-\chi\sigma} \right] e^{\varepsilon_{i,t+1}^z} \right\} \quad (2.17)$$

La différence que nous observons est que dans le modèle THANK, l'équation d'Euler prend en compte le paramètre  $\chi$  qui capte les inégalités cycliques de revenu (Bilbiie (2020)) dans la fonction de comportement du ménage  $s$ . Ce paramètre permet de voir comment le ménage ajuste sa consommation suite à une variation de son revenu, alors que dans le modèle RANK ce n'est pas le cas.

6. Pour plus de détail se référer à l'annexe B.1

## 2.2.2 Reste du modèle

### 2.2.2.1 Les firmes

La firme représentative indiquée par  $j \in [0,1]$  produit une quantité  $Y_{i,t}(j)$  de biens en utilisant la technologie de production linéaire

$$Y_{i,t}(j) = A_{i,t}N_{i,t} \quad (2.18)$$

avec  $A_{i,t} \equiv e^{(\varepsilon_{i,t}^a)}$ , un choc de productivité qui suit un processus AR (1). La production de la firme représentative  $Y_{i,t}(j)$ , est déterminée par la demande en réponse à son prix relatif  $\frac{P_{i,t}(j)}{P_t^c}$  tel que :

$$Y_{i,t}(j) = \left( \frac{P_{i,t}(j)}{P_t^c} \right)^{-\theta_p} Y_{i,t} \quad (2.19)$$

où  $P_{i,t} = \int_0^1 P_{i,t}(j) dj$  est l'indice des prix à la production (IPP),  $\theta_{i,p} > 1$  est l'élasticité constante de substitution entre les biens. Le processus de production  $Y_{i,t}(j)$  nécessite des biens domestiques  $Y_{h,t}(j)$  et des biens étrangers  $Y_{f,t}(s)$  tel que :

$$Y_{i,t}(j) = \left[ (1 - \alpha_i^y)^{\frac{1}{\eta_{iy}}} (Y_{h,t}(j))^{\frac{\eta_{iy}-1}{\eta_{iy}}} + (\alpha_i^y)^{\frac{1}{\eta_{iy}}} (Y_{f,t}(j))^{\frac{\eta_{iy}-1}{\eta_{iy}}} \right]^{\frac{\eta_{iy}}{\eta_{iy}-1}} \quad (2.20)$$

l'indice des prix à la production  $P_{i,t}(j)$  (IPP) donne :

$$P_{i,t}(j) = \left[ (1 - \alpha_i^y) (P_{h,t}^y(j))^{1-\eta_{iy}} + (\alpha_i^y) (P_{f,t}^y(j))^{1-\eta_{iy}} \right]^{\frac{1}{1-\eta_{iy}}} \quad (2.21)$$

où  $\alpha_i^y$  est la part des biens étrangers nécessaire pour la production dans l'économie domestique,  $\eta_{iy} > 0$  l'élasticité de substitution entre la production domestique  $Y_{h,t}(j)$  et étrangère  $Y_{f,t}(j)$ .  $P_{f,t}^y$  l'IPP du bien étranger,  $P_{h,t}^y$  l'IPP du bien domestique.

Suivant l'ajustement des prix Rotemberg (1982), la firme représentative cherche à vendre son produit à un prix qui maximise son profit

$$\max_{P_{i,t}(j)} \sum_{\tau=0}^{\infty} Q_{0,t+\tau}^U \left[ (1 + \tau^U) P_{i,t+\tau}(j) Y_{i,t+\tau}(j) - W_{i,t+\tau} N_{i,t+\tau} - \frac{\psi}{2} \left( \frac{P_{i,t+\tau}(j)}{P_{i,t+\tau-1}(j)} - 1 \right)^2 P_{i,t+\tau}^c Y_{i,t+\tau} \right] \quad (2.22)$$

sous contrainte de la demande

$$Y_{i,t}(j) = A_{i,t}N_{i,t} \quad (2.23)$$

avec  $Q_{0,t}^U = \beta^t (P_{0,t}^c C_{i,0}^U / P_{i,t}^c C_{i,t}^U)^\sigma$  le taux marginal de substitution intertemporelle des participants entre la date initiale 0 et la date  $t$ ,  $\tau^U$  le taux d'imposition (Bilbiie (2020)). La

condition de premier ordre donne :

$$\begin{aligned}
& Q_{0,t} \left( \frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}^c} \right)^{-\theta_p} Y_{i,t} \left[ \left( 1 + \tau^U \right) (1 - \theta_p) + \theta_p \frac{W_{i,t}}{P_{i,t}^c} \left( \frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}^c} \right)^{-1} \right] \\
& - Q_{0,t} \psi P_{i,t}^c Y_t \left( \frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t-1}(j)} - 1 \right) \frac{1}{P_{i,t-1}(j)} + \\
& E_t \left\{ Q_{0,t+1} \left[ \psi P_{i,t+1}^c Y_{i,t+1} \left( \frac{P_{i,t+1}(j)}{P_{i,t}(j)} - 1 \right) \frac{P_{i,t+1}(j)}{P_{i,t}^2(j)} \right] \right\} = 0
\end{aligned} \tag{2.24}$$

$$Cm_{i,t} = \frac{w_{i,t}}{A_{i,t}} \tag{2.25}$$

avec  $Cm_{i,t}$  le cout marginale et  $A_{i,t} = e^{\varepsilon_{i,t}^a}$  un choc AR(1) de productivité.

### 2.2.2.2 Secteur des échanges et balance des paiements

Les importations de l'économie nationale se traduisent par une demande d'exportation étrangère à travers la relation (Walque et al (2005)) :

$$X_{f,t} = \beta_x Y_{h,f,t} + (1 - \beta_x) Y_{f,t}^{RM} \tag{2.26}$$

avec  $X_{f,t}$  les exportations du pays  $i$ ,  $\beta_x$  la part des importations en provenance de l'économie étrangère entrant dans le processus de production finale,  $Y_{h,f,t}$  les biens importés dans l'économie étrangère entrant dans la production finale de biens,  $Y_{f,t}^{RM}$  les importations du reste du monde provenant de l'économie étrangère. Comme les importations du reste du monde ne sont pas observées et n'entrent pas dans le modèle, nous les traitons comme un choc de demande affectant les exportations de l'économie (Walque et al (2005)), tel que  $Y_{f,t}^{RM} = e^{\varepsilon_{i,t}^m}$ .

La balance de paiement est déterminée par la relation de compte courant comme dans les travaux de Walque et al (2005) tel que

$$X_{h,t} - \frac{P_{i,f,t}}{P_{i,t}} Y_{h,f,t} = \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t}(s)}{P_{i,t}^c} - \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t-1}(s)(1 + i_{i,f,t-1})}{P_{i,t}^c} \tag{2.27}$$

La balance commerciale est le premier membre de l'équation qui est la différence entre la valeur réelle des exportations et la valeur réelle des importations.

### 2.2.2.3 Politique monétaire et budgétaire

La banque centrale de chaque pays adopte une politique monétaire suivant la règle de Taylor. Les autorités monétaires cherchent à agir sur l'inflation domestique et importée,

l'écart de production de la période t et la variation de l'écart de production entre la période t et la période t-1.

$$\dot{i}_{i,t} = \rho_{i,i}(i_{i,t-1}) + (1 - \rho_{i,i})[\phi_{\pi}\pi_{i,t} + \phi_y y_{i,t}^{\sim}] + d_{\Delta}\phi_y [y_{i,t}^{\sim} - y_{i,t-1}^{\sim}] + \varepsilon_{i,t}^i \quad (2.28)$$

avec  $\varepsilon_{i,t}^i$  un choc AR(1) de politique monétaire,  $i_{i,t}$  le taux d'intérêt nominal,  $\rho_{i,i}$  paramètre de lissage de la politique monétaire.  $\phi_{\pi}$ ,  $\phi_y$  et  $d_{\Delta}\phi_y$  les coefficients respectifs de l'inflation domestique, l'écart de production et de la variation de l'écart de production.

La politique budgétaire quant à elle concerne l'État et sa contrainte budgétaire est de la forme :

$$P_{i,t}\varepsilon_{i,t}^g = \int_0^1 T_{i,t}(s)ds + \tau^y \int_0^1 P_{i,t}(j)Y_{i,t}(j)dj + \tau^w \int_0^1 W_{i,t}N_{i,t}(s)ds + \frac{B_{i,t}}{e^{\varepsilon_{i,t}^b}(1 + i_{i,t})} - B_{i,t-1} \quad (2.29)$$

où  $\tau^y$ ,  $\tau^w$  les taux de taxe sur les profits et les salaires,  $T_{i,t}$  sont les taxes,  $\varepsilon_{i,t}^g$  choc des dépenses publiques qui suivent un processus AR(1),  $e^{\varepsilon_{i,t}^b}(1 + i_{i,t})$  le rendement des obligations.

#### 2.2.2.4 Agrégation

##### Consommation modèle RANK

Le panier de biens à la consommation du ménage s dans le pays i est :

$$C_{i,t} = \int_0^1 C_{i,t}^U(k)dk \quad (2.30)$$

##### Consommation modèle THANK

Soit  $\lambda_i$  la part des ménages « hand to mouth » dans le pays i. La consommation agrégée pour des ménages contraints est donnée par

$$C_{i,t}^K = \int_0^{\lambda_i} C_{i,t}^K(k)dk \quad (2.31)$$

et pour les ménages non contraints par

$$C_{i,t}^U = \int_{\lambda_i}^1 C_{i,t}^U(k)dk \quad (2.32)$$

La consommation agrégée tenant compte des deux groupes est

$$C_{i,t} = (1 - \lambda_i)C_{i,t}^U + \lambda_i C_{i,t}^K \quad (2.33)$$

### Offre de travail modèle RANK

L'offre de travail dans le modèle RANK est donnée par

$$N_{i,t} = \int_0^1 N_{i,t}^U(k) dk \quad (2.34)$$

### Offre de travail modèle THANK

L'offre de travail des ménages contraints est

$$N_{i,t}^K = \int_0^{\lambda_i} N_{i,t}^K(k) dk \quad (2.35)$$

l'offre de travail des ménages non contraints est

$$N_{i,t}^U = \int_{\lambda_i}^1 N_{i,t}^U(k) dk \quad (2.36)$$

l'offre de travail agrégée est

$$N_{i,t} = (1 - \lambda_i)N_{i,t}^U + \lambda_i N_{i,t}^K \quad (2.37)$$

### L'offre de travail et les salaires

Le processus d'offre de travail et de fixation des salaires suit les travaux de Erceg et collab. (2000) soumis à un signal de marché avec une probabilité constante comme dans Calvo (1983). Soit  $0 < \xi_{i,w} < 1$  la probabilité de ne pas pouvoir fixer le salaire optimal. Dans un tel cas, l'ajustement des salaires suivrait la règle d'indexation suivante

$$W_{i,t}(\dots) = W_{i,t-1}(\dots) \left[ (1 + \pi_{i,t-1}^c)^{l_{i,w}} (1 + \pi_{i,t}^c + \varepsilon_{i,t}^w)^{1-l_{i,w}} \right] \quad (2.38)$$

avec  $W_{i,t-1}$  l'inflation domestique retardée,  $\pi_{i,t}^c$  le taux d'inflation domestique de l'état stable,  $\varepsilon_{i,t}^w$  une composante stochastique introduite par le choc sur les salaires (wage Make-up) qui suit un processus ARMA (1,1) et  $0 < l_{i,w} < 1$  le paramètre qui détermine la part d'indexation qui reflète l'inflation décalée des salaires. En tant que responsables de fixation des salaires, les ménages sont confrontés à la contrainte de la demande de travail à la Dixit et Stiglitz (1977)

$$N_{i,t}(k) = \left( \frac{W_{i,t}(k)}{W_{i,t}} \right)^{-\theta_{i,w}} N_{i,t} \quad (2.39)$$

avec  $W_{i,t}$  et  $N_{i,t}$  le salaire et les heures de travail agrégés tels que

$$W_{i,t} = \left[ \int_0^1 W_{i,t}(k)^{1-\theta_{i,w}} dk \right]^{\frac{1}{1-\theta_{i,w}}}$$

et

$$N_{i,t} = \left[ \int_0^1 N_{i,t}(k)^{\frac{\theta_{i,w}-1}{\theta_{i,w}}} dk \right]^{\frac{\theta_{i,w}}{\theta_{i,w}-1}}$$

avec  $\theta_{i,w} > 0$  l'élasticité de substitution.

### Les taxes dans le modèle RANK

Les taxes dans le modèle RANK sont données par

$$T_{i,t} = \int_0^1 T_{i,t}^U(k) dk \quad (2.40)$$

### Les taxes dans le modèle THANK

Les taxes sont :

$$T_{i,t} = (1 - \lambda_i) T_{i,t}^U + \lambda_i T_{i,t}^K \quad (2.41)$$

### Prix et production

Les firmes ne produisant qu'une variété de biens, l'indice des prix à la Production  $\tilde{P}_{i,t}$  agrégé est donné par :

$$\tilde{P}_{i,t} = \int_0^1 \tilde{P}_{i,t}(j) dj \quad (2.42)$$

la production agrégée est :

$$Y_{i,t} = \int_0^1 Y_{i,t}(j) dj \quad (2.43)$$

#### 2.2.2.5 Conditions d'équilibre

Il existe au total sept chocs structurels spécifiques à chaque pays et un choc du reste du monde, pour  $i \in \{h, f\}$ , les perturbations exogènes suivent un processus autorégressif de premier ordre,  $\varepsilon_{i,t}^s = \rho_i^s \varepsilon_{i,t-1}^s + e_{i,t}^s \quad \forall s \in \{a, z, i, b, s, rm\}$ . Pour le processus de dépenses publiques, comme dans Smets et Wouters (2007). Ces dépenses sont affectées par le choc de productivité tel que  $\varepsilon_{i,t}^g = \rho_i^g \varepsilon_{i,t-1}^g + \eta_{i,t}^g + \rho_i^{ag} \eta_{i,t}^a$ . La perturbation de la marge salariale et des prix suit un processus ARMA(1,1) tel que  $\forall K \in \{w\}$  on a  $\varepsilon_{i,t}^K = \rho_i^K \varepsilon_{i,t-1}^K + \eta_{i,t}^K - \mu_i^K \eta_{i,t-1}^K$  où le paramètre  $\mu_i^K$  du processus MA est conçu pour capturer les fluctuations à hautes fréquences des salaires et des prix. Nous désignons par :  $\rho_i^a, \rho_i^z, \rho_i^i, \rho_i^b, \rho_i^s, \rho_i^e, \rho_i^{rm}, \rho_i^g, \rho_i^w$  les termes autorégressifs des variables exogènes.  $\eta_i^a, \eta_i^z, \eta_i^i, \eta_i^b, \eta_i^s, \eta_i^{rm}, \eta_i^g, \eta_i^w$ , sont des erreurs standards qui sont mutuellement indépendantes, non corrélées en série et normalement distribuées avec une moyenne nulle et



des variances,  $\sigma_{i,a}^2$ ,  $\sigma_{i,z}^2$ ,  $\sigma_{i,i}^2$ ,  $\sigma_{i,b}^2$ ,  $\sigma_{i,s}^2$ ,  $\sigma_{i,rm}^2$ ,  $\sigma_{i,g}^2$ ,  $\sigma_{i,w}^2$  respectivement. Un équilibre général est défini comme une séquence de quantités  $\{Q_t\}_{t=0}^{\infty}$  et de prix  $\{P_t\}_{t=0}^{\infty}$  avec  $P_t = \left\{ PY_h^m, PY_f^m, \pi_h^C, \pi_f^C, \pi_h^W, \pi_f^W, W_h, W_f, CM_h^w, CM_f^w, Q_h, Q_f, D_h, D_f, P_h^c, P_f^c, \pi_h^c, \pi_f^c, \tilde{P}_h, \tilde{P}_f, CMAR_h, CMAR_f, P_h^d, P_f^d, P_h^m, P_f^m, EE_h, EE_f, T_h, T_f, Q_h^e, Q_f^e \right\}$  de telle sorte que pour une séquence donnée de quantités  $\{Q_t\}_{t=0}^{\infty}$  avec  $Q_t = \left\{ C_h, C_f, Y_h, Y_f, N_h, N_f, C_h^m, C_f^m, C_h^d, C_f^d, Y_h^n, Y_f^n, \tilde{Y}_h, \tilde{Y}_f, B_h, B_f, C_h^U, C_f^U, Y_h^m, Y_f^m, Y_h^d, Y_f^d, X_f, X_h, F_f, F_h, NU\_h, NU\_f, NK\_h, NK\_f, CK\_h, CK\_f \right\}$  et la réalisation des chocs  $\{S_t\}_{t=0}^{\infty}$  où  $S_t = \left\{ \varepsilon_h^z, \varepsilon_f^z, \varepsilon_h^a, \varepsilon_f^a, \varepsilon_h^i, \varepsilon_f^i, \varepsilon_h^w, \varepsilon_f^w, \varepsilon_h^g, \varepsilon_f^g, \varepsilon_f^{ym}, \varepsilon_h^{ym}, \varepsilon_h^{bc}, \varepsilon_f^{bc}, \varepsilon_h^{sc} \right\}$  la séquence  $\{P_t\}_{t=0}^{\infty}$  garantit l'équilibre sur le marché des biens et services et sur le marché financier tel que

$$Y_{i,t} = C_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^g + X_{i,t} \quad (2.44)$$

et

$$\varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t}(s)}{P_{i,t}^c} - \varepsilon_{i,t} \frac{B_{i,f,t-1}(s)(1+i_{i,f,t-1})}{P_{i,t}^c} + \frac{B_{i,t}(s)}{P_{i,t}^c} - \frac{B_{i,t-1}(s)(1+i_{i,t-1})}{P_{i,t}^c} = 0 \quad (2.45)$$

Dans le modèle RANK nous avons 87 équations, 87 variables endogènes et 15 chocs. Dans le modèle THANK nous avons 87 équations, 87 variables endogènes et 15 chocs.

## 2.3 Calibrage et estimations des paramètres

Les paramètres estimés suivent le même processus d'identification que dans les travaux de Smets et Wouters (2007). La démarche que nous allons adopter est de construire des modèles DSGE estimés sur une série de données de deux pays à savoir l'Europe et les USA qui échangent avec le reste du monde.

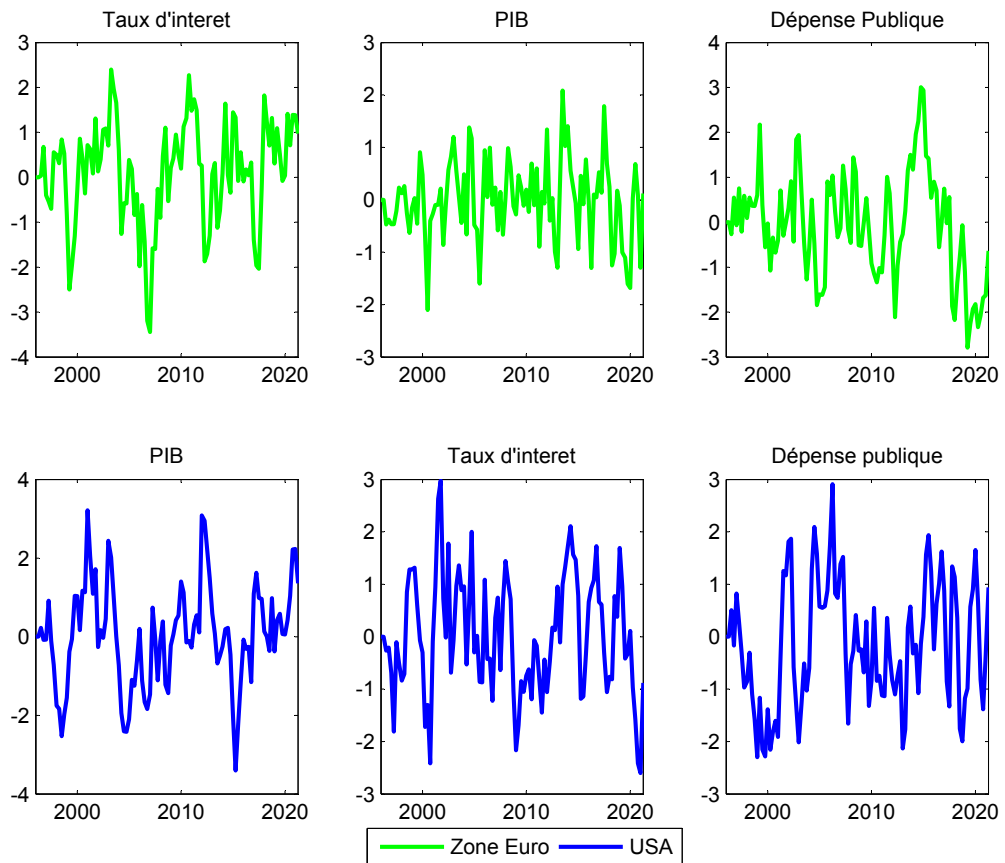
Deux paramètres sont spécifiques au modèle THANK ( $\tau_i^d$  et  $\lambda_i$ ) le reste étant commun aux deux modèles. Parmi ces paramètres compte tenue des données de l'Europe et des USA certains paramètres seront calibrés et d'autres estimés. Le tableau 2.1 fournit les paramètres calibrés.

### 2.3.1 Données : Europe, USA et reste du monde

Nous utilisons les données trimestrielles et mensuelles d'Eurostat et de la FED de 1996Q1 à 2021Q3 et 1996M1 à 2021M3 six variables observables : le PIB, les dépenses publiques

le taux d'intérêt des USA et de la zone Euro. Nous utilisons le filtre « One-sided HP »<sup>7</sup> car ce filtre permet de lever la contrainte sur le système d'état rétrospectif c'est-à-dire que la solution actuelle ne dépend que des états et des chocs actuels et passés ( $X_t = g(X_{t-1}) + \varepsilon_t^{stru}$ ), Pfeifer (2014).

FIGURE 2.3 – Données stationnaires



Source : Données Eurostat, FED

### 2.3.2 Méthodes d'estimation

Pour pouvoir estimer les paramètres des différents modèles, nous utilisons les techniques d'estimation bayésienne à travers le logiciel dynare (Adjemian et collab. (2011)). Ce logiciel intègre les algorithmes développées par Geweke (1999) et consiste à utiliser les priors peu informatifs et à travers certaines méthodes d'échantillonnage Chaîne de Markov Monté Carlo (MCMC) pour déterminer les densités a postériori des paramètres. L'annexe A.5 présente plus détails sur les techniques d'estimation. Pour nos estimations nous

7. L'application du filtre « One-sided HP » Stock et Watson (1999)<sup>8</sup> permet de rendre ces séries stationnaires (figure 2.3) autour de zéro. On doit également noter que les séries doivent être log linéarisées car cela permet de réduire l'échelle, ce qui est important dans les variables exponentielles.

combinons la fonction de vraisemblance et les distributions a priori des paramètres du modèle pour former la fonction de densité postérieure. L'utilisation de cette combinaison permet d'optimiser les paramètres du modèle par rapport à la fonction de densité postérieure à travers les méthodes d'échantillonnage (MCMC)<sup>9</sup>.

### 2.3.3 Calibrage et distribution a priori des paramètres

Nous présentons le calibrage de certains paramètres des modèles RANK et THANK.

TABLE 2.1 – Paramètres calibrés

dénominations		RANK		Sources
			THANK	
$\beta_i$	Facteur d'escompte	0.9745	0.9745	Debortoli et Gali (2018)
$\delta_i$	part des actifs illiquides sur les actifs liquides	0.92	0.92	Kaplan et Violante (2018)
$\tau_i^d$	Part du profit distribuée	/	0.8	Bilbiie (2018)
$\varphi_i$	Élasticité de l'offre de travail	/	1	Gali et Monacelli (2004)
$\lambda_i$	Part des ménages contraints	0	/	Bilbiie (2020)
$s_i$	Probabilité de rester ménage non contraint	1	0.84	Bilbiie (2020)

Le choix des priors pour l'estimation bayésienne des paramètres du modèle est basé sur les travaux de Bilbiie (2020), An et Schorfheide (2007), Debortoli et Gali (2018), Calvo (1983) et de Smets et Wouters (2007). En suivant la littérature sur les travaux empiriques, nous spécifions une distribution Bêta pour les paramètres contraints sur l'intervalle unitaire, une distribution Gamma pour les paramètres dans  $R_+$  et une distribution Gamma inverse pour les paramètres de variance.

Nous utilisons des distributions Bêta pour les paramètres de persistance du modèle autorégressif, des distributions Gamma pour les poids des variables dans la règle de Taylor et des distributions Gamma inverse pour les écarts types. Les paramètres d'élasticité sont supposés suivre une distribution normale. Les moyennes antérieures sont tirées de cette littérature.

### 2.3.4 Estimations des paramètres

Les paramètres estimés suivent le même processus d'identification comme dans les travaux de Smets et Wouters (2007). Le tableau 2.2 présente la comparaison des modèles

9. Fernandez-Villaverde et Rubio-Ramírez (2001) montrent plus en détail comment cette combinaison permet de mieux former les distributions a posteriori des paramètres

RANK et THANK, Ayant uniquement deux modèles, nous attribuons un poids égal (0.5) aux modèles RANK et THANK. L'analyse des densités marginales révèle que la prise en compte des inégalités cycliques de revenu dans la fonction de consommation des ménages n'apporte pas assez d'informations car les valeurs sont identiques (-812.004) dans les deux modèles. Ce résultat est confirmé par l'analyse du ratio de Bayes (1 pour le modèle RANK et 0.99 pour le modèle THANK) et des probabilités a posteriori (0.5 pour le modèle RANK et 0.49 pour le modèle THANK).

TABLE 2.2 – Model Comparison (based on Laplace approximation)

<i>Model</i>	<i>RANK</i>	<i>THANK</i>
<i>Priors</i>	0.500000	0.500000
<i>Log Marginal Density</i>	-812.004066	-812.004864
<i>Bayes Ratio</i>	1.000000	0.999203
<i>Posterior Model Probability</i>	0.500199	0.499801

Les tableaux B.1, B.3, B.5 et B.7 en annexe présentent les estimations des paramètres de l'économie Européenne et Américaine à travers les modèles RANK et THANK. De manière générale certains paramètres restent inchangés et d'autres subissent une légère modification dans le modèle rank pour les deux économies. Lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle THANK) certains paramètres changent de valeurs et d'autres non. Ainsi le tableau 2.4 fait une synthèse de quelques paramètres du modèle THANK et leurs écarts par rapport au modèle RANK.

Certains paramètres estimés dans les deux économies sont presque identiques dans le modèle RANK (tableau 2.4), et lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle THANK) on observe une faible variation dans les deux économies, c'est le cas des coefficients de la règle de Taylor ( $\phi_e^i, \phi_y^i, \phi_\pi^i$ )... De ce fait la politique monétaire s'ajuste légèrement en zone Euro et aux USA. Par contre certains sont affectés par la prise en compte des inégalités de revenu dans la fonction de consommation des ménages. C'est le cas de l'aversion pour

le risque ( $\sigma_i$ ) donc l'écart augmente en zone Euro (0.182) et diminue aux USA (-0.04). Ce résultat est dû à la hausse des ménages contraints en zone Euro qu'aux USA et plus cette proportion augmente plus l'aversion pour le risque augmente également. L'élasticité de substitution entre les biens de consommation domestiques et étrangers ( $\eta_i$ ) lors de la prise en compte de l'hétérogénéité (modèle THANK) augmente en zone Euro (0.254) et aux USA (0.105) traduisant la hausse de la faciliter des ménages à remplacer les biens de consommation domestique aux biens étrangers et vice versa dans le modèle THANK.

La prise en compte de l'hétérogénéité en zone Euro et aux USA montre la difficulté qu'ont les ménages à substituer le travail aux salaires, car les écarts dans le modèle THANK sont respectivement de (-0.89) et (-0.116). Autrement dit plus les salaires augmentent plus les ménages augmentent les heures de travail. Cette difficulté est plus importante en zone Euro. En effet, son écart est plus grand. Au niveau de la consommation on observe que l'intégration de l'hétérogénéité augmente la quantité des biens de consommation importé dans les deux économies car, les écarts sont respectivement de 0.126 et de 0.175. Les biens importés qui entrent dans le processus de production en zone Euro augmentent (0.25) et baissent aux USA (-0.362). Cet écart résulte de la hausse des ménages contraints en zone Euro (0.320) par rapport aux USA (0.294).

TABLE 2.4 – Écart des paramètres

Paramètres	Dénominations	RANK	THANK	Ecart
		Moyenne	Moyenne	
$\sigma_c$	Aversion pour le risque ZE	0,668	0,85	0,182
$\sigma_p$	Aversion pour le risque USA	1,065	1,025	-0,04
$\eta_c$	Élasticité de substitution biens de consommation ZE	0,751	1,045	0,294
$\eta_p$	Élasticité de substitution biens de consommation USA	0,881	0,986	0,105
$\beta_{xc}$	Part des importations de la ZE provenant des USA	0,34	0,225	-0,115
$\beta_{xc}$	Part des importations des USA provenant de la ZE	0,373	0,321	-0,052
$\alpha_c$	Part de la consommation importé ZE	0,273	0,399	0,126
$\alpha_p$	Part de la consommation importé USA	-0,001	0,174	0,175
$\alpha_{yc}$	Part des biens de production étrangers ZE	0,238	0,488	0,25
$\alpha_{yp}$	Part des biens de production étrangers USA	0,353	-0,009	-0,362
$\theta_c^w$	Élasticité de substitution salaires et travail ZE	4,323	3,433	-0,89

(Continued on next page)

TABLE 2.5 – (continued)

Paramètres	Dénominations	RANK	THANK	Ecart
		Moyenne	Moyenne	
$\theta_p^w$	Élasticité de substitution salaires et travail USA	3,312	3,196	-0,116
$\rho_h^{ih}$	Autocorrélation intérêt règle Taylor ZE	0,311	0,285	-0,026
$\rho_f^{if}$	Autocorrélation intérêt —//— USA	0,393	0,482	0,089
$\phi_\pi^c$	Coefficient de l'inflation —//— ZE	1,539	1,54	0,001
$\phi_\pi^p$	Coefficient de l'inflation —//— USA	1,511	1,445	-0,066
$\phi_y^c$	Coefficient écart de production —//— ZE	0,114	0,099	-0,015
$\phi_y^p$	Coefficient écart de production —//— USA	0,108	0,107	-0,001
$d\phi_y^c$	Coefficient croissance de la production —//— ZE	0,073	0,096	0,023
$d\phi_y^p$	Coefficient croissance de la production —//— USA	0,073	0,092	0,019

## 2.4 Fonctions de réponses impulsionnelles (Irf)

Dans cette section, nous évaluons les conséquences de la transmission à l'économie de la zone Euro et américaine des chocs asymétriques. Nous présentons les irfs de 1 % obtenues à partir des modèles RANK et THANK. Nous nous concentrons sur deux chocs principaux : un choc d'offre (de productivité  $\varepsilon_{i,t}^a$ ) et un choc de demande (de taux d'intérêt  $\varepsilon_{i,t}^{cr}$ ) en zone Euro et aux USA.

### 2.4.1 Choc de demande

Comme le montre la figure 2.4 (ligne bleue), un choc de demande dans le modèle RANK augmente la production et les salaires dans les deux économies et baisse la consommation. Ce choc augmente les salaires réels dans les deux économies, mais cette hausse est plus importante aux USA. Si les salaires augmentent cela va emmener les entreprises à produire d'avantage pour combler cette hausse de la demande. La hausse de l'inflation globale est portée par l'inflation importée en zone euro et aux USA. Le taux de change réel en zone Euro augmente et baisse aux USA entraînant une détérioration des termes de l'échange aux USA. On observe une hausse de l'inflation de l'IPC en zone Euro et aux

USA. La hausse de l'inflation conduit une augmentation du taux d'intérêt dans les deux économies pour stabiliser cette dernière.

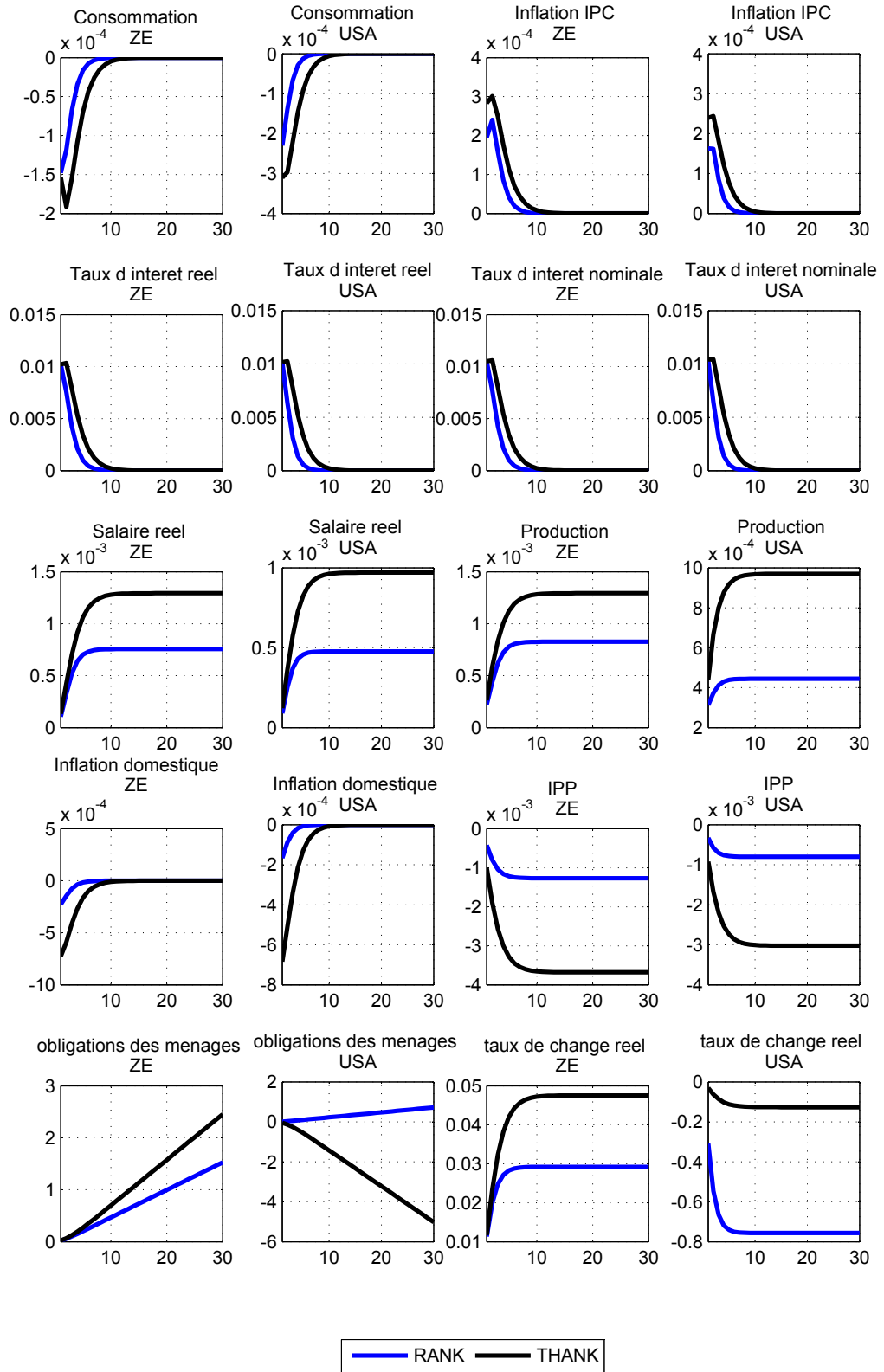
Toute chose égale par ailleurs, lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle THANK figure 2.4 ligne noire) on observe des écarts dans les deux économies sur certaines variables : c'est le cas des salaires réels, de la production, de l'IPP, des obligations et du taux de change. Ces écarts montrent la sensibilité de ces variables sur les inégalités de revenu. Ce constat peut s'expliquer par le poids de la demande des ménages contraints sur la demande globale, cette hausse de la demande va entraîner la hausse de la production et de l'inflation, ce qui va conduire les autorités monétaires à hausser le taux d'intérêt. On note également que les écarts sont plus considérables aux USA et que le taux de change réel se détériore dans cette économie car sa balance commerciale est déficitaire.

#### **2.4.2 Choc d'offre**

La figure 2.5 montre les effets du choc d'offre sur certaines variables dans le modèle RANK (ligne bleue). Ce choc augmente la production et les salaires, mais cette production baisse plus vite aux USA qu'en zone Euro, quant aux les salaires ils augment plus en zone Euro qu'aux USA. Ce choc est négatif sur la consommation par contre elle augmente au fur et à mesure dans les deux économies, mais cette augmentation est plus rapide aux USA qu'en zone Euro. On observe une nette amélioration des termes d'échanges en zone Euro car ce choc d'offre est positif sur le taux de change réel et négatif aux USA. Ce choc baisse l'inflation domestique dans les deux économies mais augmente l'inflation de l'IPC, ainsi on peut dire que la hausse de l'inflation globale est portée en grande partie par l'inflation importée du reste du monde. Face à ce constat les autorités monétaires augmentent les taux d'intérêts pour stabiliser les économies.

Si l'on tient compte des inégalités de revenu dans la fonction de consommation (modèle THANK figure 2.5 ligne noire) toute chose égale par ailleurs, on observe des écarts sur certains paramètres. Au niveau des obligations, les écarts que nous observons est dû à la présence des ménages contraints dans les deux économies car ces derniers ne participent pas au marché d'obligation. Ce choc d'offre diminue les salaires dans le modèle THANK en zone Euro ce qui détériore le niveau de production. La baisse du niveau de production en zone Euro conduit à une détérioration des termes de l'échange. En effet, le taux de

FIGURE 2.4 – Irfis choc de demande



Source : Auteur à l'aide des sorties MATLAB



change baisse en zone Euro et augmente aux USA. Certaines variables ne présentent un écart non significatif, c'est le cas de l'inflation de l'IPC et de la consommation dans les deux économies. Cette stabilité de l'inflation dans les deux modèles pour les deux économies conduit les autorités monétaires à maintenir le niveau du taux d'intérêt.

## 2.5 Caractéristiques empiriques du modèle

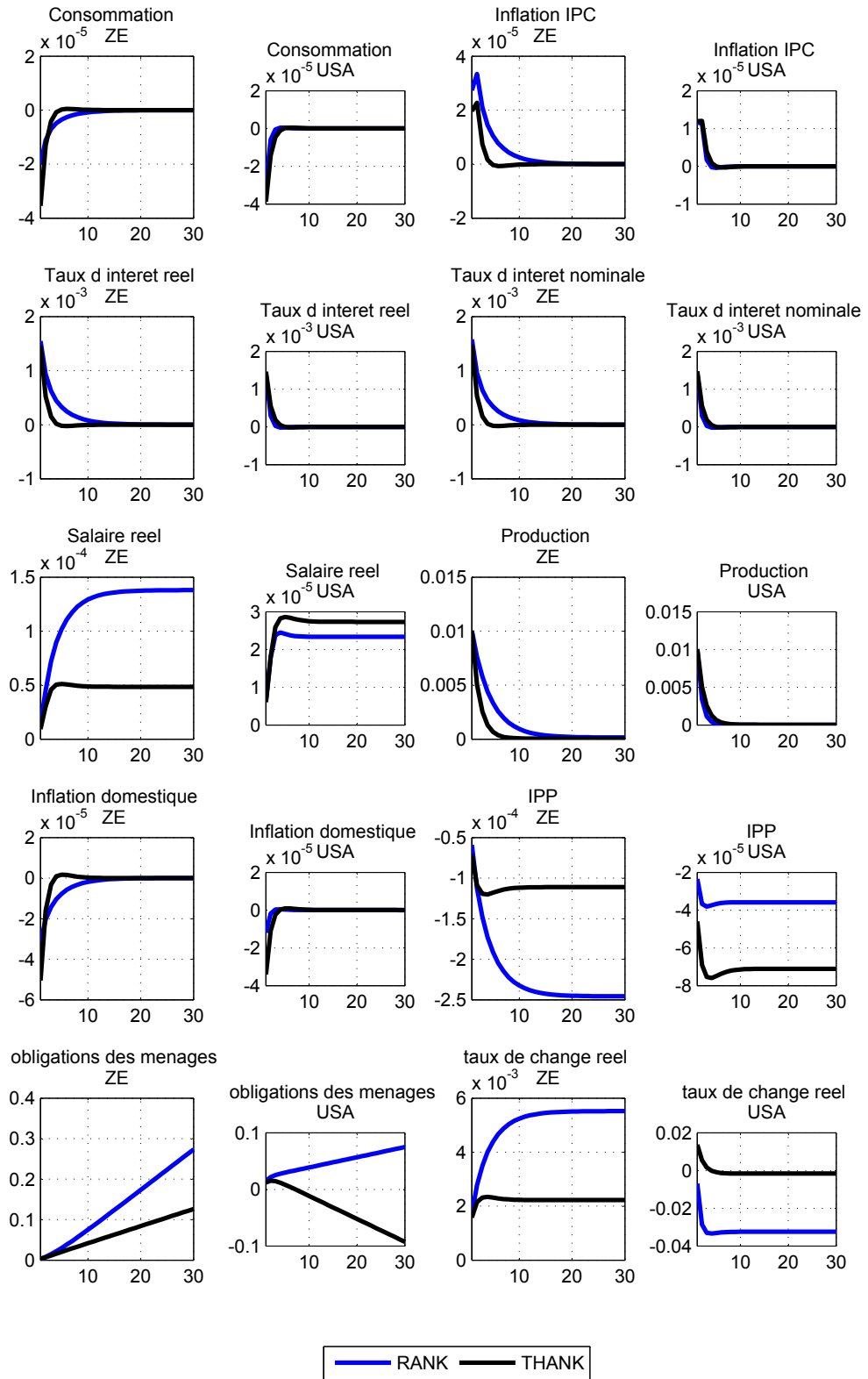
Le tableau 2.6 présente une sélection des statistiques de moment d'ordre deux obtenues à partir de simulations de modèles et leur comparaison avec des statistiques réelles provenant de données de la zone Euro et des USA. Certains modèles estimés reproduisent assez bien les statistiques des séries observables sur la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB américain ( $\hat{y}_t^u$ ) et de la zone Euro ( $\hat{y}_t^e$ )) et la persistance (coefficient d'autocorrélation).

En ce qui concerne la volatilité des variables observables, le PIB américain ( $\hat{y}_t^u$ ) et les dépenses publiques américaine ( $\hat{g}_t^u$ ) sont plus volatiles (1.29 et 1.19 respectivement) que le PIB de la zone Euro ( $\hat{y}_t^e$ ) et les dépenses publiques de la zone Euro ( $\hat{g}_t^e$ ) (0.75 et 1.18 respectivement). Par contre le taux d'intérêt Américain ( $\hat{i}_t^u$ ) est moins volatile (1.13) que le taux d'intérêt de la Zone Euro ( $\hat{i}_t^e$ ) (1.15). Le modèle RANK montre également le même résultat malgré quelques différences. Lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle THANK), on observe quelques changements, les dépenses publiques de l'économie américaine ( $\hat{g}_t^u$ ) est moins volatile (1.13) que les dépenses publiques de l'économie de la zone Euro ( $\hat{g}_t^e$ ) (1.13). On voit donc que parmi les modèles RANK et THANK, la volatilité du modèle THANK se rapproche des données par rapport au modèles RANK.

Si l'on examine les corrélations croisées du PIB américain ( $\hat{y}_t^u$ ) avec les autres variables observables, on observe que le PIB Américain est pro cyclique uniquement avec le taux d'intérêt de la Zone Euro ( $\hat{i}_t^e$ ) (0.11) et le PIB américain ( $\hat{y}_t^u$ ) (1.00) est contre cyclique avec les autres variables observables. Dans le modèle RANK le PIB des USA est pro cyclique avec le taux d'intérêt de la Zone Euro ( $\hat{i}_t^e$ ) (0.14) et le PIB américain ( $\hat{y}_t^u$ ) (1.00) (tableau 2.6). Dans le modèle THANK, le PIB des USA est pro cyclique avec le taux d'intérêt de la Zone Euro ( $\hat{i}_t^e$ ) (0.14) et le PIB américain ( $\hat{y}_t^u$ ) (1.00).

Concernant la persistance, on observe de manière générale que la persistance des va-

FIGURE 2.5 – Irfis choc d'offre



Source : Auteur à l'aide des sorties MATLAB

riables observables dans le modèle THANK est plus proche des données que le modèle RANK. Pour comparer la capacité globale des modèles à s'adapter aux données, nous avons examiné la comparaison des modèles (tableau 2.2) à travers le ratio de Bayes et nous avons trouvé que le modèle THANK est fortement soutenu par les données que le modèles RANK.

Les sources de variabilité du PIB, du taux d'intérêt et des dépenses publiques sont saisies dans la décomposition de la variance des modèles estimés. Le tableau 2.8 présente les parts en pourcentage obtenues pour la contribution des chocs d'offre, de demande et extérieur dans la décomposition de la variance. Dans le modèle RANK la principale source de fluctuation pour le PIB est le choc d'offre dans les deux économies (100%), pour le taux d'intérêt et les dépenses publiques la principale source des fluctuations est le choc d'offre (plus de 99%) et le reste est dû au choc d'offre. Toute chose égale par ailleurs, lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle THANK) les sources de fluctuations restent identiques comme dans le modèle RANK.

TABLE 2.6 – Sélection des Moments d'ordre deux

	$\hat{y}_t^u$	$\hat{i}_t^u$	$\hat{g}_t^u$	$\hat{y}_t^e$	$\hat{i}_t^e$	$\hat{g}_t^e$
<b>Données 1996.01 : 2021.03</b>	<b>USA</b>			<b>Europe</b>		
écart type	1,29	1,13	1,19	0,75	1,15	1,18
autocorrélation	0,75	0,61	0,66	0,31	0,66	0,72
corrélation avec $\hat{y}_t^u$	1,00	-0,13	-0,36	-0,01	0,11	-0,20
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	-0,01	0,17	0,03	1,00	-0,10	0,29
<b>Modèle RANK</b>	<b>USA</b>			<b>Europe</b>		
écart type	1.24	1.06	1.06	0.74	1.15	1.22
autocorrélation	0.75	0.57	0.58	0.33	0.65	0.74
corrélation avec $\hat{y}_t^u$	1.00	0.00	0.00	0.00	0.14	0.13
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	0.00	0.09	0.10	1.0	0.00	0.00
<b>Modèle THANK</b>	<b>USA</b>			<b>Europe</b>		
écart type	1.32	1.11	1.13	0.74	1.13	1.15

(Continued on next page)

TABLE 2.7 – (continued)

	$\hat{y}_t^u$	$\hat{i}_t^u$	$\hat{g}_t^u$	$\hat{y}_t^e$	$\hat{i}_t^e$	$\hat{g}_t^e$
autocorrélation	0.77	0.62	0.66	0.31	0.64	0.70
corrélation avec $\hat{y}_t^u$	1.00	0.00	0.00	0.00	0.14	0.17
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	0.00	0.09	0.12	1.00	0.00	0.00

TABLE 2.8 – VARIANCE DECOMPOSITION (in percent)

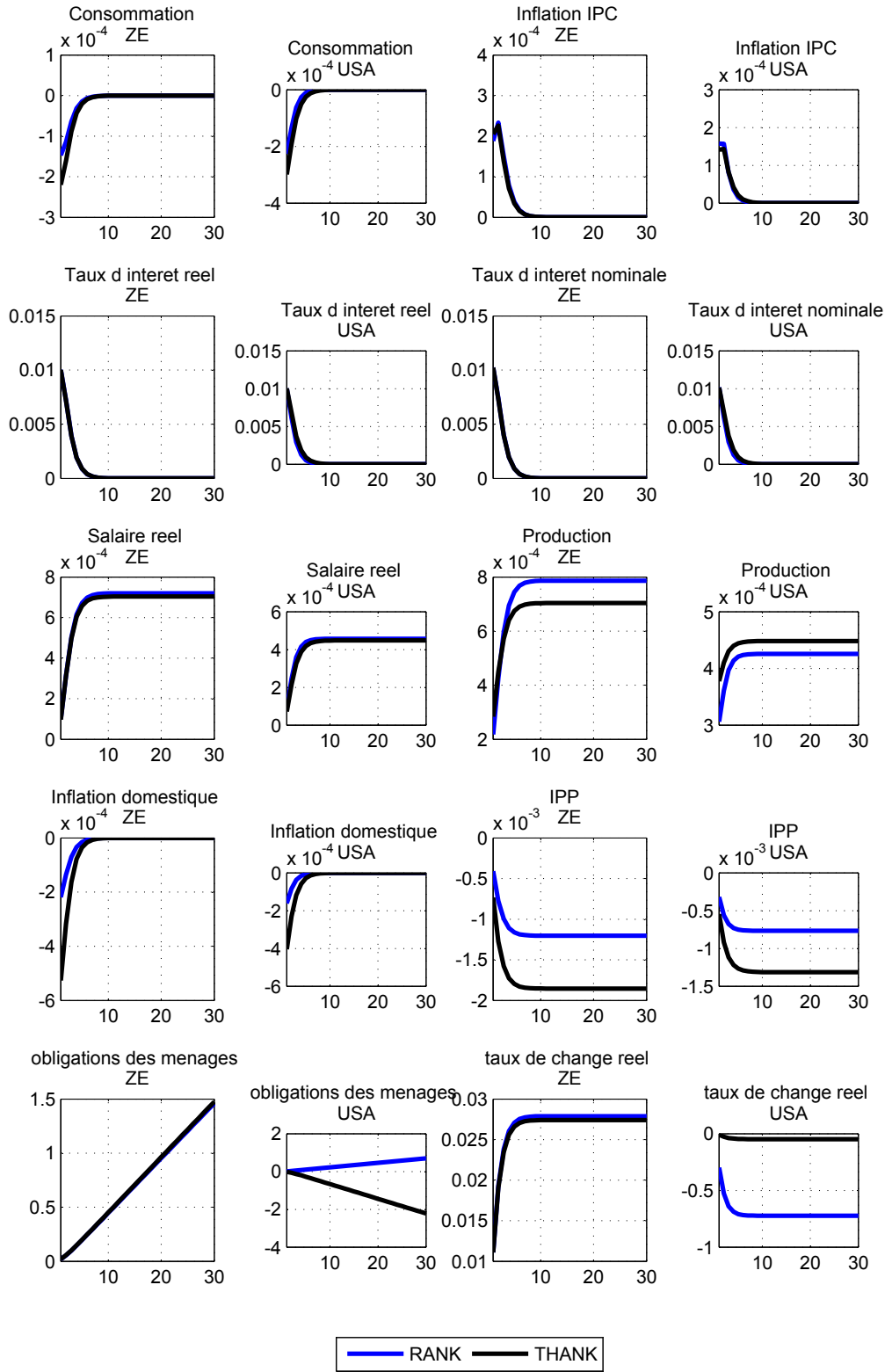
zone Euro			USA			
	choc d'offre	choc de demande	choc extérieur	choc d'offre	choc de demande	choc extérieur
<b>Modèle RANK</b>						
$\hat{y}_t^u$	100	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$\hat{i}_t^u$	0.02	0.00	0.00	0.91	99.08	0.00
$\hat{g}_t^u$	0.00	0.00	0.00	1.12	98.88	0.00
$\hat{y}_t^e$	0.00	0.00	0.00	100	0.00	0.00
$\hat{i}_t^e$	2.04	97.96	0.00	0.00	0.00	0.00
$\hat{g}_t^e$	1.77	98.23	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>Modèle THANK</b>						
$\hat{y}_t^u$	100	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$\hat{i}_t^u$	0.03	0.00	0.00	0.94	99.03	0.00
$\hat{g}_t^u$	0.00	0.00	0.00	2.00	98	0.00
$\hat{y}_t^e$	0.00	0.00	0.00	100	0.00	0.00
$\hat{i}_t^e$	2.33	97.66	0.00	0.00	0.00	0.00
$\hat{g}_t^e$	3.04	96.96	0.00	0.00	0.00	0.00

## 2.6 Sensibilité du modèle

Dans cette partie nous étudions la sensibilité des modèles RANK et THANK, en considérant une certaine coordination entre les politiques monétaires des deux banques cen-

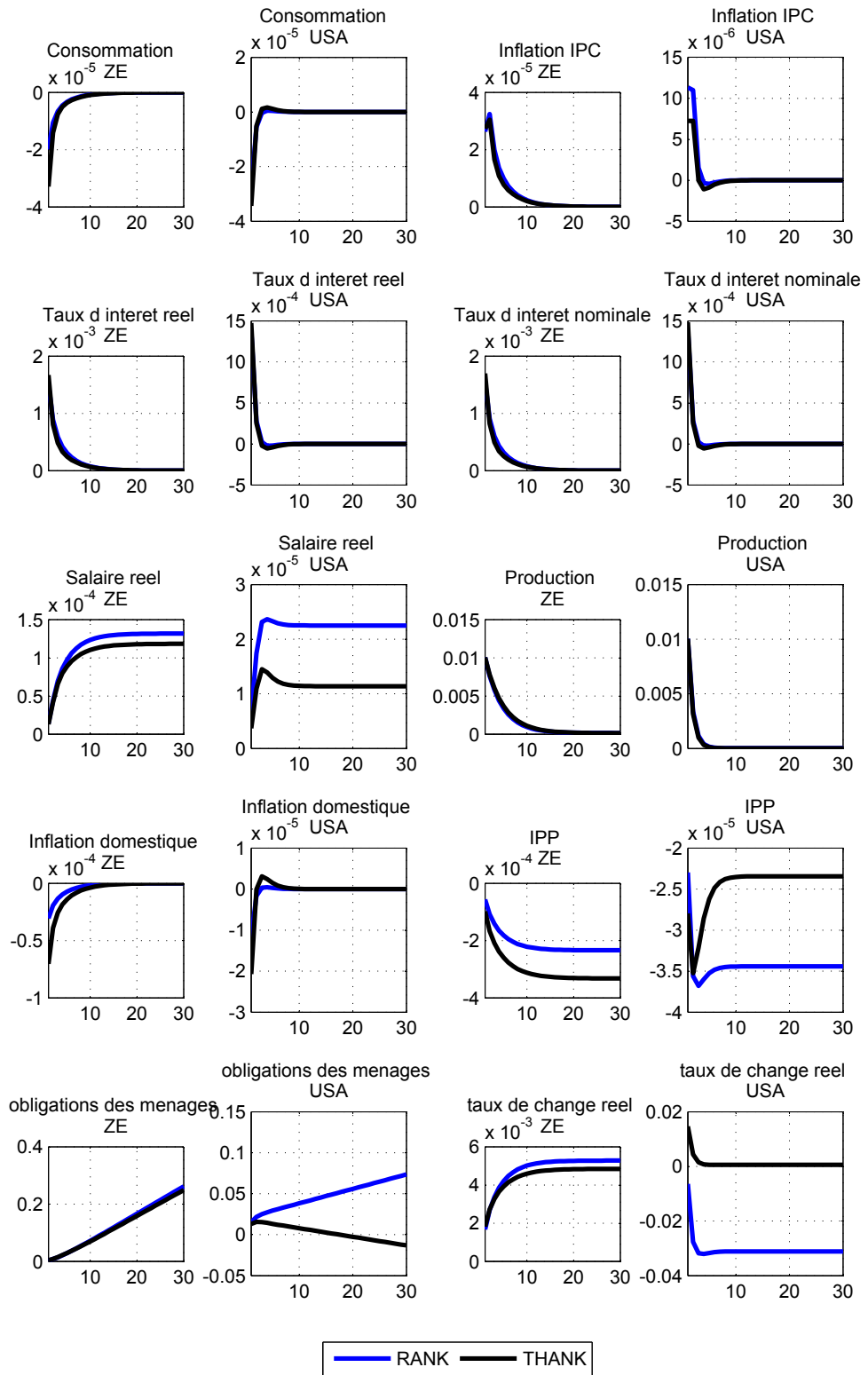
trales (le paramètre de la politique monétaire qui capte la stabilité du taux de change  $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ ). Tenant compte des chocs d'offre et de demande de 1 % (figure 2.6 et figure 2.7), les résultats sont identiques comme dans la section 2.4. Autrement dit, nos modèles ne sont pas sensibles à une stabilité des prix dans les deux économies.

FIGURE 2.6 – Choc de demande ( $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ )



Source : Auteur à l'aide des sorties de MATLAB

FIGURE 2.7 – Choc d’offre ( $\phi_c^e = \phi_p^e = 0$ )



Source : Auteur à l’aide des sorties de MATLAB

## Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons développé et estimé deux modèles DSGE en économie ouverte de deux pays (zone Euro et USA). Le premier modèle est un modèle à agents représentatifs (RANK), le second est un modèle à agents hétérogènes qui tient compte des inégalités cycliques de revenu dans la fonction de consommation des ménages (modèle THANK).

En utilisant l'économétrie bayésienne, nous avons trouvé des preuves du rôle clé de l'hétérogénéité dans la conduite de la politique monétaire en zone Euro et aux USA. L'analyse du ratio de Bayes nous montre que le modèle THANK est fortement soutenu par les données que le modèle RANK, car tenant compte du modèle RANK comme modèle de base, le ratio de Bayes du modèle THANK est inférieur à 1 (0.999). Le modèle avec hétérogénéité révèlent que les économies sont plus sensibles aux chocs domestiques lorsque les échanges sont importantes et moins sensibles lorsqu'ils ne le sont pas. Les simulations du modèle correspondent bien aux statistiques de second moment des variables observables en zone Euro et aux USA en effet, les données nous donne une volatilité de 1.29 pour le PIB des USA et 0.75 pour l'Europe, dans le modèle RANK nous avons respectivement 1.24 et 0.74, le modèle THANK nous donne des valeurs respectives de 1.32 et 0.74.

Dans une analyse contre-factuelle, nous avons analysé l'apport de l'hétérogénéité lorsqu'il a une coordination entre les deux banques centrales (fixant le paramètre qui capte le taux change à 0 ) et nous avons trouvé que le modèle avec hétérogénéité est toujours meilleur par rapport au modèle à agents représentatifs.

Nos modèles contribuent à la littérature de la macroéconomie ouverte en soulignant l'apport critique de l'hétérogénéité pour rendre compte à la fois de la transmission des chocs asymétriques et de l'effet des décisions de politique monétaire en Europe et aux USA. Pour l'avenir, notre analyse met en évidence plusieurs domaines de recherche future. Une extension naturelle de cette analyse devrait se concentrer sur l'intégration des marchés financiers pour l'analyse de la conduite de la politique monétaire non conventionnelle en union monétaire plus précisément en zone Euro et aux USA. Nos modèles pourraient également servir de cadre pour évaluer d'autres méthodes de réduction des inégalités et contribuer ainsi à l'amélioration de l'efficacité de la politique monétaire.



## **Chapitre 3**

# **Politique monétaire en économie ouverte : cas de la zone CEMAC**

## Introduction

Après la crise des subprimes de 2008 les pays en développement ont subi des chocs venant de l'extérieur. Vu leur petite taille, ils n'ont eu aucun effet sur les prix et les quantités ; autrement dit, ils sont preneurs de prix. Durant cette même période, les autorités monétaires ont baissé leurs taux directeurs pour soutenir l'activité économique, dominé par la production des biens agricoles (Deaton (1997)). Malgré cette politique monétaire expansionniste, on a observé une réduction du nombre d'emplois dans le secteur agricole par rapport au secteur non agricole entraînant ainsi une baisse des revenus des ménages agricoles. De nos jours toutes les économies en développement sont ouvertes à l'extérieur, ce qui pose des contraintes sur la manière d'agir via les taux de change et le compte courant.

Le cadre général suppose que l'on ait une économie où les agents ont des comportements de consommation, de dépense et d'épargne identiques, ce qui n'est pas du tout réaliste. En effet, une partie de la population (ménages agricoles) n'a pas accès au crédit<sup>1</sup> pour pouvoir lisser sa fonction de comportement.

L'objectif de ce chapitre est de montrer ce qu'apporte l'utilisation d'un modèle avec agents hétérogènes dans la mise en place de la politique monétaire dans les pays en développement. Ainsi, nous allons construire et comparer deux modèles (RANK et THANK) d'une petite économie ouverte, et voir quel modèle est capable de générer un cadre empirique acceptable pour un ensemble relativement large de variables macroéconomiques.

Les résultats de ce chapitre montrent que la prise en compte de l'hétérogénéité semble importante dans la conduite de la politique monétaire en union monétaire en effet, l'analyse de la comparaison des modèles permet de voir que le modèle avec hétérogénéité (modèle THANK) est mieux soutenu par les données que le modèle avec agent représentatif (modèle RANK) car, son ratio de Bayes est inférieur à 1. Compte tenu des données observables certains paramètres sont informatifs dans modèle THANK, c'est le cas de l'élasticité de substitution entre les prix et la production, du coefficient du taux de change qui montre une forte volatilité du taux de change pour les petites économies ouverte au reste du monde. Par contre certains paramètres ne le sont pas, c'est le cas des coefficients de la règle de Taylor et de la part des biens extérieur.

L'analyse des irfs montre qu'un choc de demande a des effets identiques dans les modèles

---

1. Comme le montre Deaton (1997)

RANK et THANK c'est le cas de la consommation, de l'inflation, de la production et de l'Indice des Prix à la Production (IPP). Par contre certaines présentent des écarts dans les deux modèles c'est le cas du taux de change réel et des salaires. Cet écart s'explique par une forte demande intérieure des biens du reste du monde par les ménages agricoles. Cette demande peut être basée sur les engrais, les machines qui entrent dans le processus de production des biens agricoles.

Un choc d'offre lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité affecte le taux de change réel, le taux d'intérêt nominale et l'IPP. L'écart que nous observons au niveau du taux de change réel montre que la prise en compte des inégalités de revenu entre les ménages agricoles et non agricoles diminue la quantité des biens exportés dans le reste du monde. Étant donné que la production dans les deux modèles est identique alors cet écart s'explique par une offre domestique supérieure lorsqu'on intègre l'hétérogénéité par rapport au modèle RANK.

Un choc extérieur de production affecte la production, la consommation et l'IPP. L'écart qu'on observe au niveau de la production entre le modèle RANK et THANK s'explique par le fait qu'une part importante des importations dans le processus de production domestique se fait par les ménages non agricoles. Cela va conduire à une hausse des salaires dans le modèle RANK par rapport au modèle THANK. Cette baisse de la production dans le modèle THANK par rapport au modèle RANK va amener les autorités monétaires à baisser leur taux d'intérêt. Certaines variables comme l'inflation de l'IPC restent inchangées dans les deux modèles, montrant ainsi qu'elle n'est pas affectée par un choc extérieur de production lorsqu'on prend en compte l'hétérogénéité.

L'analyse des statistiques de second moment (la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB de la CEMAC et les autres observables) et la persistance (coefficient d'autocorrélation)) obtenues à partir des simulations des modèles et leur comparaison avec les statistiques réelles provenant des données de la CEMAC et de la Zone Euro montrent que le modèle avec hétérogénéité (modèle THANK) réplique mieux les données que le modèle avec agent représentatif (modèle RANK). L'analyse de la sensibilité de notre modèle en considérant un taux de change fixe entre la CEMAC et la zone Euro dans les deux modèles (RANK et THANK) reproduit les mêmes résultats.

Le chapitre sera structuré comme suit : la première section présentera les faits stylisés et une brève revue de la littérature 3.1, la section deux 3.2 présentera le modèle, la troisième

le calibrage et l'estimation du modèle 3.3, la quatrième les fonctions de réponse impulsionnelle 3.4, la cinquième présentera les caractéristiques empiriques du modèle 3.5 et la dernière la sensibilité du modèle 3.6.

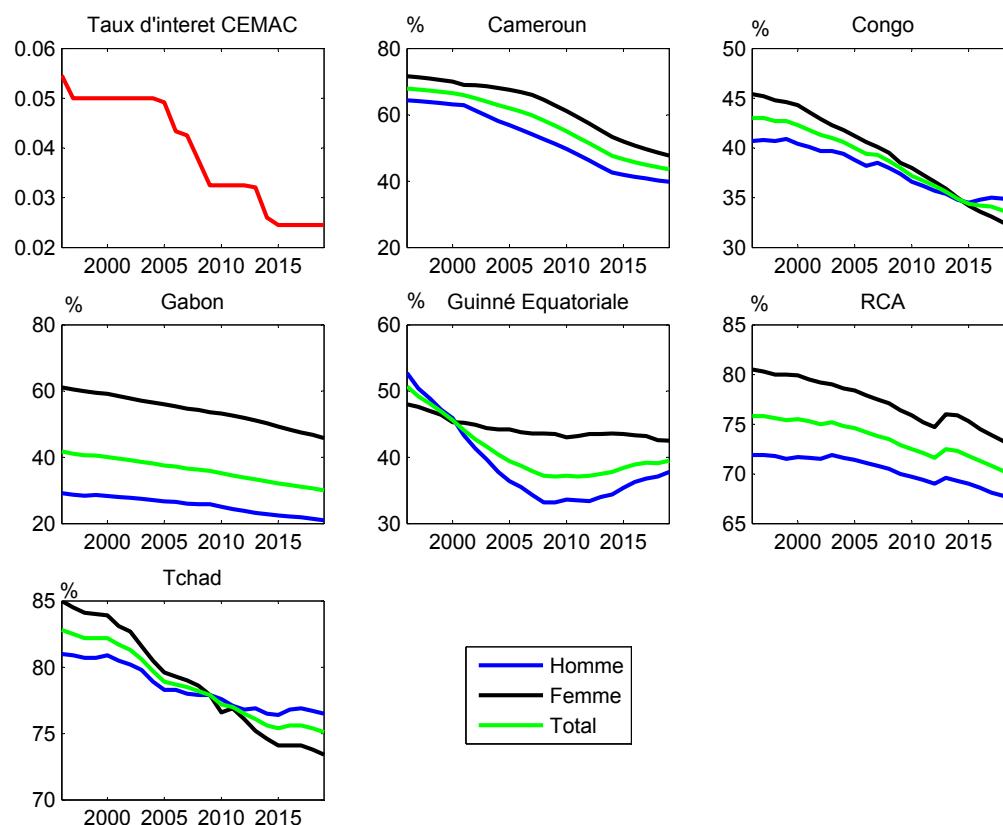
## **3.1 Faits stylisés et revue de la littérature**

### **3.1.1 Faits stylisés**

En zone CEMAC, d'après les données de la banque mondiale, comme le montre de figure 3.1, le taux directeur (ligne rouge) de la BEAC a subi une baisse importante depuis les années 1996 jusqu'en 2020. Au Cameroun, au Gabon et en RCA, la part de l'emploi agricole dans l'emploi total a baissé pour les hommes (ligne bleue) et pour les femmes (ligne noire). Toutefois, on observe que cette proportion est plus importante pour les femmes que les hommes, montrant ainsi la majeure contribution des femmes à la production agricole. La baisse de l'emploi agricole dans l'emploi total est suivie par la baisse du revenu dans ce secteur. Dans ces pays, on remarque que la proportion de l'emploi agricole pour les hommes et les femmes baissent de manière proportionnelle. Par contre, au Congo, en Guinée équatoriale et au Tchad, la proportion de l'emploi agricole dans l'emploi total est en baisse pour les hommes (ligne bleue) et les femmes (ligne noire) ; mais cette proportion varie d'une période à l'autre, entraînant ainsi la variation du revenu des ménages dans le secteur agricole et non agricole.

De plus dans la même période, les données de l'Eurostat montrent que, les importations en provenance de l'UE des produits agricoles sont passées de 1067 à 1204 millions d'euro soit une hausse de 137 millions d'euro. Par contre l'importation des produits non agricoles est passée de 3405 à 3187 millions d'euro soit une baisse de 218 millions d'euro. Ainsi, on peut dire que la baisse des taux d'intérêt mené par la BEAC a creusé l'écart entre la production et le revenu des ménages dans le secteur agricole et non agricole. Ces résultats soulignent la nécessité de développer des modèles prenant en compte les inégalités de revenu dans la conduite de la politique monétaire en zone CEMAC.

FIGURE 3.1 – Part de l’emploi agricole sur l’emploi totale et taux d’intérêt CEMAC



Source : Données FAO et Banque mondiale

### 3.1.2 Revue de la littérature

Quelques travaux traitant de la modélisation DSGE dans les pays en développement pour évaluer la pertinence de la politique monétaire, ont été réalisés par certains auteurs, parmi eux on a les travaux de Ahmed et al (2012), Peiris et Saxegaard (2007) et Bukhari et Khan (2008). Cependant, aucune analyse ne traite de la politique monétaire avec agents hétérogènes en économie ouverte.

Peiris et Saxegaard (2007) évaluent la politique monétaire dans les pays à faible revenu en utilisant un modèle d'équilibre général stochastique dynamique (DSGE) estimé sur des données de la Mozambique, en tenant compte des sources des principaux chocs exogènes et du niveau de développement financier qui est relativement faible dans ces pays.

Ces pays étant confrontés à de nombreux chocs exogènes, Peiris et Saxegaard (2007) montrent qu'un ancrage du taux de change réussit nettement moins bien que l'inflation pour stabiliser l'économie réelle en raison de la plus grande volatilité des taux d'intérêt,

bien que les différences soient relativement faibles.

L'ancrage du taux de change implique aussi de l'inflation, ce qui, malgré une volatilité plus faible du taux de change nominal, entraîne une volatilité plus élevée du taux de change réel Peiris et Saxegaard (2007). Ce résultat étant intéressant pour les banques centrales des pays en développement, car il ne semble pas y avoir d'avantages à cibler le taux de change nominal en termes de minimisation de la volatilité du taux de change réel et donc la performance du secteur des biens échangeables, y compris en présence de chocs liés à l'aide et aux termes de l'échange. Ainsi, le Ciblage de l'inflation avec une combinaison appropriée d'interventions de change et d'opérations d'open market peuvent donc être plus adaptés à ces pays.

Bukhari et Khan (2008) estiment un modèle DSGE d'une petite économie ouverte pour le Pakistan. Ils montrent que l'inflation élevée au Pakistan n'affecte pas la consommation intérieure de manière significative. La banque centrale du Pakistan réagit à l'inflation élevée en augmentant le taux directeur, le taux de change s'apprécie. Dans les deux cas, une politique monétaire stricte permet d'endiguer l'inflation domestique et l'inflation importée, mais entraîne une appréciation significative du taux de change, la répercussion du taux de change sur l'inflation domestique est très faible. Enfin, la valeur du paramètre de rigidité des prix intérieurs montre qu'environ 24 % des entreprises nationales ne ré-optimisent pas leurs prix.

Partant des travaux de Deaton (1997) et Bilbiie (2020), nous distinguons deux groupes de ménages (ménages agricoles et non agricoles), deux secteurs d'activités (agricoles et non agricoles) tant au niveau du travail que de la production. La prise en compte de ces groupes de ménages est justifiée par la place importante qu'il occupe dans les économies en développement.

## **3.2 Présentation du modèle**

Nous considérons une petite économie  $i$  (CEMAC) ouverte au reste du monde. Cette économie comporte des consommateurs, des producteurs de biens intermédiaires, des producteurs de biens finaux. Concernant la conduite des politiques macroéconomiques, nous considérerons les autorités budgétaires et monétaires de cette économie.

### 3.2.1 les Ménages

Dans les chapitres précédents, notre analyse était basée sur l'économie européenne et américaine, dans ces économies les marchés financiers sont bien développés et les ménages peuvent détenir des actions et/ou des obligations pour lisser leur fonction de comportement. Au contraire en zone CEMAC, les marchés financiers sont peu développés et certains groupes de ménages ne peuvent recourir qu'au marché du crédit pour lisser leur consommation.

Ainsi, comme le montre Deaton (1997), bien qu'il soit clair que la plupart des ménages agricoles des pays en développement ont accès aux crédits à certaines conditions, nombreux d'entre eux n'ont pas accès aux faibles taux d'emprunt des marchés du crédit formel, et doivent s'appuyer si nécessaire sur les taux très élevés fixés par les prêteurs. Pour notre analyse, nous allons prendre le cas extrême où les ménages agricoles n'ont pas accès au crédit pour lisser leur fonction de consommation et doivent se contenter uniquement de leur salaire pour lisser leur consommation.

Il n'existe pas uniquement des ménages agricoles dans ces économies car certains individus reçoivent leurs gains de travail dans d'autres secteurs d'activité autre que le secteur agricole. Pour des raisons de simplification, nous allons poser comme hypothèse qu'il existe deux groupes de ménages à savoir les ménages agricoles (ou ménages contraints) notés  $\{a\}$  et ménages non agricoles (ou ménages non contraints) notés  $\{na\}$ .

Pour les ménages qui participent au marché du crédit, ils perçoivent des gains nominaux  $E_t D_{t+1}$  à la période  $t + 1$ ,  $E_t Q_{t+1}$  étant le facteur d'actualisation stochastique des gains nominaux, et  $i_t = \frac{1}{E_t Q_{t+1}}$  le taux d'intérêt nominal Gali et Monacelli (2004).

#### 3.2.1.1 Les Ménages dans le modèle RANK

Dans le modèle RANK, tous les ménages sont considérés comme non agricoles et ont accès au crédit. Le ménage représentatif indicé par  $k \in [0,1]$  cherche à maximiser la fonction

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{(C_{t+1}^{na})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{(N_{t+1}^{na})^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \quad (3.1)$$

sous contrainte budgétaire

$$P_{i,t}^c C_{i,t}^{na}(k) + E_t (Q_{i,t+1} D_{i,t+1}) = W_{i,t}(k) N_{i,t}^{na}(k) + D_{i,t} + T_{i,t}^{na}(k) \quad (3.2)$$

avec  $P_{i,t}^c$  l'indice des prix à la consommation,  $C_{i,t}^{na}(k)$  la consommation du ménage agricole,  $N_{i,t}^{na}(k)$  son offre de travail,  $W_{i,t}(k)$  le salaire nominal et  $T_{i,t}^{na}(k)$  les taxes. Comme dans ce modèle il existe uniquement des ménages non agricoles  $C_{i,t}^{na}(k) = C_{i,t}(k)$ ,  $N_{i,t}^{na}(k) = N_{i,t}(k)$  et  $T_{i,t}^{na}(k) = T_{i,t}(k)$ . Les conditions de premier ordre donnent :

$$\beta \left( \frac{C_{t+1}(k)}{C_t(k)} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t^c}{P_{t+1}^c} \right) = Q_{t+1} \quad (3.3)$$

$$\frac{W_t(k)}{P_t^c} = C_t^\sigma(k) N_t^\varphi(k) \quad (3.4)$$

### 3.2.1.2 Les Ménages dans le modèle THANK

Les ménages sont repartis en deux groupes, les ménages agricoles  $\in [0, \lambda_i]$  et les ménages non agricoles  $\in [\lambda_i, 1]$ . Le planificateur social bienveillant cherche à maximiser le bien-être collectif

$$W \left( D_{i,t}, W_{i,t}(k) \right)$$

sous les contraintes budgétaires des deux types de ménages, on obtient les relations fonctionnelles récursives (équations de Bellman) reliant les fonctions valeurs aux dates successives tel que :

$$W(D_{i,t}, W_{i,t}) = \max_{C_{i,t}^{na}(k), C_{i,t}^a(k), D_{i,t+1}, W_{i,t+1}(k)} \quad (3.5)$$

$$(1 - \lambda)U(C_{i,t}^{na}(k)) + \lambda U(C_{i,t}^a(k)) + \beta E_t W(D_{i,t+1}, W_{i,t+1}(k))$$

où  $W_{i,t}(k)$  est le salaire nominal,  $\lambda$  la part des ménages agricoles,  $C_{i,t}^a(k)$  et  $C_{i,t}^{na}(k)$  les consommations des ménages agricoles et non agricoles.

Sous contraintes :

$$P_{i,t}^c C_{i,t}^{na}(k) + Q_{i,t} D_{i,t+1} = W_{i,t}(k) N_{i,t}^{na}(k) + D_{i,t} + T_{i,t}^{na}(k) \quad (3.6)$$

$$P_{i,t}^c C_{i,t}^a(k) = W_{i,t}(k) N_{i,t}^a(k) + T_{i,t}^a(k) \quad (3.7)$$

où  $N_{i,t}^a(k)$  l'emploi agricole,  $N_{i,t}^{na}(k)$  l'emploi non agricole et  $p_{i,t}^c$  l'indice des prix à la consommation (IPC). D'après le théorème de l'enveloppe, la condition de premier ordre donne :

$$U'(C_{i,t}^{na}(k)) = \beta E_t \left\{ \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+1}^c Q_{i,t}} \left[ s U'(C_{i,t+1}^{na}(k)) + (1-s) U'(C_{i,t+1}^a(k)) \right] \right\} \quad (3.8)$$



En utilisant les fonctions d'utilité de la forme

$$U(C_{i,t}^{na}, N_{i,t}^{na}) = \left( \frac{(C_{i,t}^{na})^{1-\sigma_i} - 1}{1-\sigma_i} - \frac{(N_{i,t}^{na})^{1+\varphi_i}}{1+\varphi_i} \right)$$

et

$$U(C_{i,t}^a, N_{i,t}^a) = \left( \frac{(C_{i,t}^a)^{1-\sigma_i} - 1}{1-\sigma_i} - \frac{(N_{i,t}^a)^{1+\varphi_i}}{1+\varphi_i} \right)$$

on obtient l'équation d'Euler pour le ménage  $k^2$  tel que :

$$(C_{i,t}^{na}(k))^{-\sigma} = \beta E_t \left\{ \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+1}^c Q_{i,t}} \left[ s(C_{i,t+1}^{na}(k))^{-\sigma} + (1-s)(C_{i,t+1}^a(k))^{-\sigma} \right] \right\} \quad (3.9)$$

$C_{i,t}^{na}(k)$  et  $C_{i,t}^a(k)$  la consommation des ménages non agricole et agricole respectivement.

Avec  $C_{i,t}^a(k) = C_t^\chi(k)$  et  $C_{i,t}^{na}(k) = C_{i,t}^{\frac{1-\lambda\chi}{1-\lambda}}(k)$ .  $\chi = 1 + \varphi(1 - \frac{\tau^D}{\lambda})$  est un paramètre qui capture les inégalités,  $\tau^D$  le taux de taxe,  $\varphi_i$  l'élasticité de l'offre du travail. Ainsi, l'équation 3.9 donne

$$C_{i,t}^{\sigma \frac{\lambda\chi-1}{(1-\lambda)}}(k) = \beta E_t \left\{ \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+1}^c Q_{i,t}} \left[ s(C_{i,t+1}(k))^{\sigma \frac{\lambda\chi-1}{(1-\lambda)}} + (1-s)(C_{i,t+1}(k))^{-\sigma\chi} \right] \right\} \quad (3.10)$$

La fonction d'offre de travail est tel que :

$$\frac{W_{i,t}(k)}{P_{i,t}^c(k)} = \left( \lambda C_{i,t}^a(k) + (1-\lambda)C_{i,t}^{na}(k) \right)^{\sigma_i} \left( \lambda N_{i,t}^a(k) + (1-\lambda)N_{i,t}^{na}(k) \right)^{\varphi_i} \quad (3.11)$$

La consommation et l'IPC dans le modèle RANK et THANK sont donnés par

$$C_{i,t}(k) = \left[ \left( (1-\alpha) \frac{1}{\eta_c} \left( C_{i,t}^h(k) \right)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + \left( \alpha \right) \frac{1}{\eta_c} \left( C_{i,t}^f(k) \right)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} \right] \frac{\eta_c}{\eta_c-1} \quad (3.12)$$

$$P_{i,t}^c = \left[ \left( (1-\alpha) \frac{1}{\eta_c} \left( P_{i,t}^{ch} \right)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + \left( \alpha \right) \frac{1}{\eta_c} \left( P_{i,t}^{cf} \right)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} \right] \frac{\eta_c}{\eta_c-1} \quad (3.13)$$

avec  $\alpha$  la part de la consommation des biens étrangers,  $\eta_c$  l'élasticité de substitution entre les biens domestiques et étrangers,  $C_{i,t}^h(k)$  la consommation domestique,  $C_{i,t}^f(k)$  la consommation des biens étrangers,  $P_{i,t}^{ch}$  l'IPC domestique et  $P_{i,t}^{cf}$  l'IPC étranger. L'IPC importé dans l'économie domestique ( $P_{i,t}^{cf}$ ) est fonction du taux de change et du prix du reste du monde comme dans Galí et Monacelli (2004) tel que

$$P_{i,t}^{cf} = \left( \int_0^1 (\varepsilon_{i,t} P_{i,t}^*)^{1-\eta_c} ds \right)^{\frac{1}{1-\eta_c}} \quad (3.14)$$

avec  $P_{i,t}^* \equiv e^{\varepsilon_{i,t}^{P^*}}$  un choc AR(1) des prix du reste du monde sur l'économie domestique,  $\varepsilon_{i,t}$  le taux de change nominal.

2. Pour plus de détail se référer à l'annexe B.1

## 3.2.2 Reste du modèle

### 3.2.2.1 Les firmes

Les firmes sont représentées par  $j \in [0,1]$ , en suivant Calvo (1983), nous supposons que chaque firme individuelle réinitialise son prix avec une probabilité de  $1 - \xi_{i,p}$  à chaque période. On suppose que chaque firme a une fonction de production linéaire de la forme :

$$Y_{i,t}(j) = A_{i,t}N_{i,t} \quad (3.15)$$

Où  $A_{i,t} \equiv \exp(\varepsilon_{i,t}^a)$ , est un choc technologique exogène qui suit un processus autorégressif (AR) d'ordre 1. A chaque période, une proportion de  $1 - \xi_{i,p}$  de firmes réinitialisent leurs prix, tandis qu'une fraction  $\xi_{i,p}$  maintient les prix inchangés. Soit  $P_{i,t}(j)$  le prix fixé par la firme  $j$  qui ajuste son prix à la période  $t$ . Lors de la fixation d'un nouveau prix à la période  $t$ , l'entreprise  $j$  cherche à maximiser la valeur actuelle de son flux de dividendes (équation 3.16) sous contrainte de la demande (équation 3.17) tel que

$$\max_{P_{i,t}(j)} \sum_{\tau=0}^{\infty} \xi_{i,p}^{\tau} E_t \left\{ Q_{i,t+\tau} \left[ Y_{i,t+\tau} \left( P_{i,t+\tau} - CM_{i,t+\tau} \right) \right] \right\} \quad (3.16)$$

$$Y_{i,t+\tau}(j) = \left( \frac{P_{i,t+\tau}(j)}{P_{i,t+\tau}^c} \right)^{-\theta_p} Y_{i,t+\tau} \quad (3.17)$$

avec  $CM_{i,t+\tau}$  le coût marginal de la firme  $j$ . Les conditions de premier ordre donnent :

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} \xi_{i,p}^{\tau} E_t \left\{ Q_{i,t+\tau} \left[ Y_{i,t+\tau} \left( P_{i,t+\tau} - \frac{\theta_p}{\theta_p - 1} CM_{i,t+\tau} \right) \right] \right\} = 0 \quad (3.18)$$

$$CM_{i,t} = \frac{W_{i,t}}{A_{i,t}} \quad (3.19)$$

où

$$Q_{i,t+\tau} = \beta^{\tau} \left( \frac{C_{i,t+\tau}}{C_{i,t}} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_{i,t}^c}{P_{i,t+\tau}^c} \right)$$

Le processus de production des biens dans l'économie  $i$  ( $Y_{i,t}(j)$ ) est composé des biens domestiques  $Y_{h,t}(j)$  et des biens étrangers  $Y_{f,t}(s)$  tel que

$$Y_{i,t}(j) = \left[ (1 - \alpha^y)^{\frac{1}{\eta_y}} (Y_{h,t}(j))^{\frac{\eta_y - 1}{\eta_y}} + (\alpha^y)^{\frac{1}{\eta_y}} (Y_{f,t}(j))^{\frac{\eta_y - 1}{\eta_y}} \right]^{\frac{\eta_y}{\eta_y - 1}} \quad (3.20)$$

l'indice des prix à la production  $P_{i,t}(j)$  (IPP) donne

$$P_{i,t}(j) = \left[ (1 - \alpha^y) (P_{h,t}^y(j))^{1 - \eta_y} + (\alpha^y) (P_{f,t}^y(j))^{1 - \eta_y} \right]^{\frac{1}{1 - \eta_y}} \quad (3.21)$$

où  $\alpha^y$  est la part des biens étrangers nécessaire dans la production de l'économie  $i$ ,  $\eta_y > 0$  l'élasticité de substitution entre la production domestique  $Y_{h,t}(j)$  et étrangère  $Y_{f,t}(j)$ .  $P_{f,t}^y$  l'IPP du bien étranger,  $P_{h,t}^y$  l'IPP du bien domestique. La production importée dans l'économie domestique ( $Y_{f,t}(j)$ ) est fonction du taux de change et de la production du reste du monde tel que :

$$Y_{f,t}(j) = \left( \int_0^1 (\varepsilon_{i,t} Y_{i,t}^*)^{1-\eta_y} ds \right)^{\frac{1}{1-\eta_y}} \quad (3.22)$$

avec  $Y_{i,t}^* \equiv e^{\varepsilon_{i,t}^y}$  un choc AR(1) de la production du reste du monde sur l'économie domestique.

### 3.2.2.2 Secteur des échanges et balance commerciale

Comme dans les travaux de Gali et Monacelli (2004), nous définissons l'expression des échanges et de la balance commerciale par  $S_{i,t}$  et  $NX_{i,t}$  tel que :

$$NX_{i,t} = \frac{1}{\bar{Y}} \left( Y_{i,t} - \frac{P_t}{P_{h,t}^y} C_t \right) \quad (3.23)$$

et

$$S_{i,t} = \frac{P_{f,t}^y}{P_{h,t}^y} \quad (3.24)$$

où  $\bar{Y}$  est l'état stable de la production.

### 3.2.2.3 Politique monétaire et budgétaire

Comme dans les travaux de Lahcen (2014) dans les pays en développement, les résultats du **triangle de Mundell** montre qu'une combinaison de régime de change fixe et de la libre circulation des capitaux font perdre à la banque centrale sa capacité à utiliser la politique de taux d'intérêt à des fins de stabilisation intérieure ; cela est dû au fait que la banque centrale doit s'en tenir strictement à la parité du taux d'intérêt afin d'éviter les mouvements de capitaux déstabilisant. Ainsi on aura :

$$i_{i,t} = i_{i,f,t}$$

Dans le cas de la CEMAC, malgré que le taux de change entre cette dernière et la zone Euro est fixe, les mouvements de capitaux sont restreints. Cela isole dans une large mesure les taux d'intérêt domestiques des fluctuations de la zone Euro. Dans une telle situation, la banque centrale jouit d'un certain pouvoir sur la politique monétaire. De ce fait elle,

cherche à agir sur l'inflation domestique et importée, l'écart de production de la période t et la variation de l'écart de production entre la période t et la période t-1.

$$i_{i,t} = \rho_{i,i}(i_{i,t-1}) + (1 - \rho_{i,i})[\phi_\pi \pi_{i,t} + \phi_y y_{i,t}] + d_\Delta \phi_y [y_{i,t} - y_{i,t-1}] + \varepsilon_{i,t}^i \quad (3.25)$$

$$i_{i,t} = i_{i,f,t} + \phi_e (\varepsilon_{h,t} - \varepsilon_{h,t-1}) \quad (3.26)$$

avec  $\varepsilon_{i,t}^i$  un choc AR(1) de politique monétaire,  $i_{i,t}$  le taux d'intérêt nominal,  $\rho_{i,i}$  paramètre de lissage de la politique monétaire.  $\phi_\pi$ ,  $\phi_y$  et  $d_\Delta \phi_y$  les coefficients respectifs de l'inflation domestique, l'écart de production et de la variation de l'écart de production,  $\phi_e$  le paramètre qui capte la stabilité du taux de change.

La politique budgétaire quant à elle concerne l'État et sa contrainte budgétaire est de la forme :

$$P_{i,t} \varepsilon_{i,t}^g = \int_0^1 T_{i,t}(k) dk + \tau^y \int_0^1 P_{i,t}(j) Y_{i,t}(j) dj + \tau^w \int_0^1 W_{i,t}(k) N_{i,t}(k) dk \quad (3.27)$$

où  $\tau^y$ ,  $\tau^w$  les taux de taxe sur les profits et les salaires,  $T_{i,t}$  sont les taxes,  $\varepsilon_{i,t}^g$  choc des dépenses publiques qui suit un processus AR(1).

### 3.2.2.4 Agrégation

#### Consommation

Consommation modèle RANK

La consommation agrégée dans le modèle RANK est :

$$C_{i,t} = \int_0^1 C_{i,t}^{na}(k) dk \quad (3.28)$$

Consommation modèle THANK

Soit  $\lambda_i$  la part des ménages agricoles. La consommations agrégée est donnée par :

$$C_{i,t}^a = \int_0^{\lambda_i} C_{i,t}^a(k) dk \quad (3.29)$$

$$C_{i,t}^{na} = \int_{\lambda_i}^1 C_{i,t}^{na}(k) dk \quad (3.30)$$

ainsi la consommation agrégée est :

$$C_{i,t} = \lambda_i C_{i,t}^a + (1 - \lambda_i) C_{i,t}^{na} \quad (3.31)$$

## Prix

L'indice des prix à la production est :

$$P_{i,t} = \int_0^1 P_{i,t}(j) dj \quad (3.32)$$

## Marché du travail

Le salaire et les heures de travail agrégés dans le modèle RANK sont

$$W_{i,t} = \left[ \int_0^1 W_{i,t}(k)^{1-\theta_{i,w}} dk \right]^{\frac{1}{1-\theta_{i,w}}} \quad (3.33)$$

et

$$N_{i,t} = \left[ \int_0^1 N_{i,t}(k)^{\frac{\theta_{i,w}-1}{\theta_{i,w}}} dk \right]^{\frac{\theta_{i,w}}{\theta_{i,w}-1}} \quad (3.34)$$

dans le modèle THANK on a

$$W_{i,t} = \left[ \int_0^1 W_{i,t}(k)^{1-\theta_{i,w}} dk \right]^{\frac{1}{1-\theta_{i,w}}} \quad (3.35)$$

et

$$N_{i,t} = \left[ \left( \int_0^\lambda N_{i,t}^a(k) + \int_\lambda^1 N_{i,t}^{na}(k) \right)^{\frac{\theta_{i,w}-1}{\theta_{i,w}}} dk \right]^{\frac{\theta_{i,w}}{\theta_{i,w}-1}} \quad (3.36)$$

avec  $\theta_{i,w} > 0$  l'élasticité de substitution et  $\lambda$  la part des ménages agricoles. Le processus d'offre de travail et de fixation des salaires suit les travaux de Erceg et collab. (2000) soumis à un signal de marché avec une probabilité constante comme dans Calvo (1983). Soit  $0 < \xi_{i,w} < 1$  la probabilité de ne pas pouvoir fixer le salaire optimal. Dans un tel cas, l'ajustement des salaires suivrait la règle d'indexation suivante

$$W_{i,t}(\dots) = W_{i,t-1}(\dots) \left[ (1 + \pi_{i,t-1}^c)^{i,w} (1 + \pi_{i,t}^c + \varepsilon_{i,t}^w)^{1-i,w} \right] \quad (3.37)$$

avec  $W_{i,t-1}$  l'inflation domestique retardée,  $\pi_{i,t}^c$  le taux d'inflation domestique de l'état stable,  $\varepsilon_{i,t}^w$  une composante stochastique introduite par le choc sur les salaires (wage Make-up) qui suit un processus ARMA (1,1) et  $0 < i,w < 1$  le paramètre qui détermine la part d'indexation qui reflète l'inflation décalée des salaires. En tant que responsables de fixation des salaires, les ménages sont confrontés à la contrainte de la demande de travail à la Dixit et Stiglitz (1977)

$$N_{i,t}(k) = \left( \frac{W_{i,t}(k)}{W_{i,t}} \right)^{-\theta_{i,w}} N_{i,t} \quad (3.38)$$

avec  $\theta_{i,w} > 0$  l'élasticité de substitution

### Production et IPP

La production et l'IPP agrégés sont :

$$P_{i,t} = \left[ \int_0^1 P_{i,t}(j)^{1-\theta_{i,p}} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta_{i,p}}} \quad (3.39)$$

et

$$Y_{i,t} = \left[ \int_0^1 Y_{i,t}(j)^{\frac{\theta_{i,p}-1}{\theta_{i,p}}} dj \right]^{\frac{\theta_{i,p}}{\theta_{i,p}-1}} \quad (3.40)$$

### 3.2.2.5 Conditions d'équilibre

Il existe au total quatre chocs structurels spécifiques à la CEMAC et deux chocs du reste du monde (zone Euro), pour  $i \in \{h\}$ , les perturbations exogènes suivent un processus autorégressif de premier ordre,  $\varepsilon_{i,t}^s = \rho_i^s \varepsilon_{i,t-1}^s + e_{i,t}^s \forall s = \{a, i, p^*, y^*\}$ . Pour le processus de

dépenses publiques comme dans Smets et Wouters (2007), elles sont affectées par le choc de productivité tel que  $\varepsilon_{i,t}^g = \rho_i^g \varepsilon_{i,t-1}^g + \eta_{i,t}^g + \rho_i^{ag} \eta_{i,t}^a$ . La perturbation de la marge salariale

et des prix suit un processus ARMA(1,1) tel que  $\forall K = \{w\}$ , on a :  $\varepsilon_{i,t}^K = \rho_i^K \varepsilon_{i,t-1}^K + \eta_{i,t}^K - \mu_i^K \eta_{i,t-1}^K$  où le paramètre  $\mu_i^K$  du processus MA est conçu pour capturer les fluctuations à

hautes fréquences des salaires et des prix. Nous désignons par :  $\rho_i^a, \rho_i^i, \rho_i^{p^*}, \rho_i^{y^*}, \rho_i^g, \rho_i^w, \rho_i^p$  les termes autorégressifs des variables exogènes.  $\eta_i^a, \eta_i^i, \eta_i^{p^*}, \eta_i^{y^*}, \eta_i^g, \eta_i^w$  sont des erreurs standards qui sont mutuellement indépendantes, non corrélées en série et normale-

ment distribuées avec une moyenne nulle et des variances,  $\sigma_{i,a}^2, \sigma_{i,i}^2, \sigma_{i,p^*}^2, \sigma_{i,y^*}^2, \sigma_{i,g}^2, \sigma_{i,w}^2$  respectivement. Un équilibre général est défini comme une séquence de quantités  $\{Q_t\}_{t=0}^\infty$

avec  $Q_t = \{C_h, C^*, Y_h, Y^*, N_h, C_h^m, C_h^d, Y_h^n, B_h, C_h^U, Y_h^m, Y_h^d, NX_h, NA_h, NNA_h, CA_h, CNA_f\}$

et de prix  $\{P_t\}_{t=0}^\infty$  où  $P_t = \{PY_h^m, \pi_h^C, \pi_h^W, p_h^*, W_h, CM_h^w, Q_h, D_h, P_h^c, P_f^c, \pi_h^C, \pi_f^C, CMAR_h, P_h^d, P_h^m, EE_h, T_h, Q_h^e\}$  de telle sorte que pour une séquence donnée de quantités  $\{Q_t\}_{t=0}^\infty$  et la

réalisation des chocs  $\{S_t\}_{t=0}^\infty$   $S_{i,t} = \{\varepsilon_h^i, \varepsilon_h^g, \varepsilon_h^w, \varepsilon_h^a, \varepsilon_h^{p^*}, \varepsilon_h^{y^*}\}$  la séquence  $\{P_t\}_{t=0}^\infty$  garantit l'équilibre sur le marché des biens et services tel que

$$Y_{i,t} = C_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^g + NX_{i,t} \quad (3.41)$$

Dans le modèle RANK nous avons 38 équations, 38 variables endogènes et 6 chocs. Dans le modèle THANK nous avons 42 équations, 42 variables endogènes et 6 chocs.

### 3.3 Calibrage et estimations des paramètres

Les paramètres estimés suivent le même processus d'identification que dans les travaux de Smets et Wouters (2007). La démarche que nous allons adopter est de construire des modèles DSGE estimés sur une série de données de la CEMAC avec le reste du monde<sup>3</sup>. Deux paramètres sont spécifiques au modèle THANK ( $\tau_c^d$ ) et ( $\lambda_c$ ) le reste étant commun aux deux modèles. Parmi ces paramètres compte tenue des données certains paramètres seront calibrés et d'autres estimés. Le tableau 3.1 fournit les paramètres calibrés.

#### 3.3.1 Données : CEMAC et Europe

Nous utilisons les données trimestrielles, mensuelles et annuelles d'Eurostat, de la FOA et du FMI de 1996 à 2019, de quatre variables observables : le taux d'intérêt, le PIB de la Zone CEMAC, le PIB de la zone Euro et l'IPC de la zone Euro. Nous utilisons le filtre « One-sided HP » car ce filtre permet de lever la contrainte sur le système d'état rétrospectif c'est à dire que la solution actuelle ne dépend que des états et des chocs actuels et passés ( $X_t = g(X_{t-1}) + \varepsilon_t^{stru}$ ), Pfeifer (2014). L'application du filtre « One-sided HP » Stock et Watson (1999)<sup>4</sup> permet de rendre ces séries stationnaires autour de zéro. On doit également noter que les séries doivent être log linéarisées car cela permet de réduire l'échelle, ce qui est important dans les variables exponentielles.

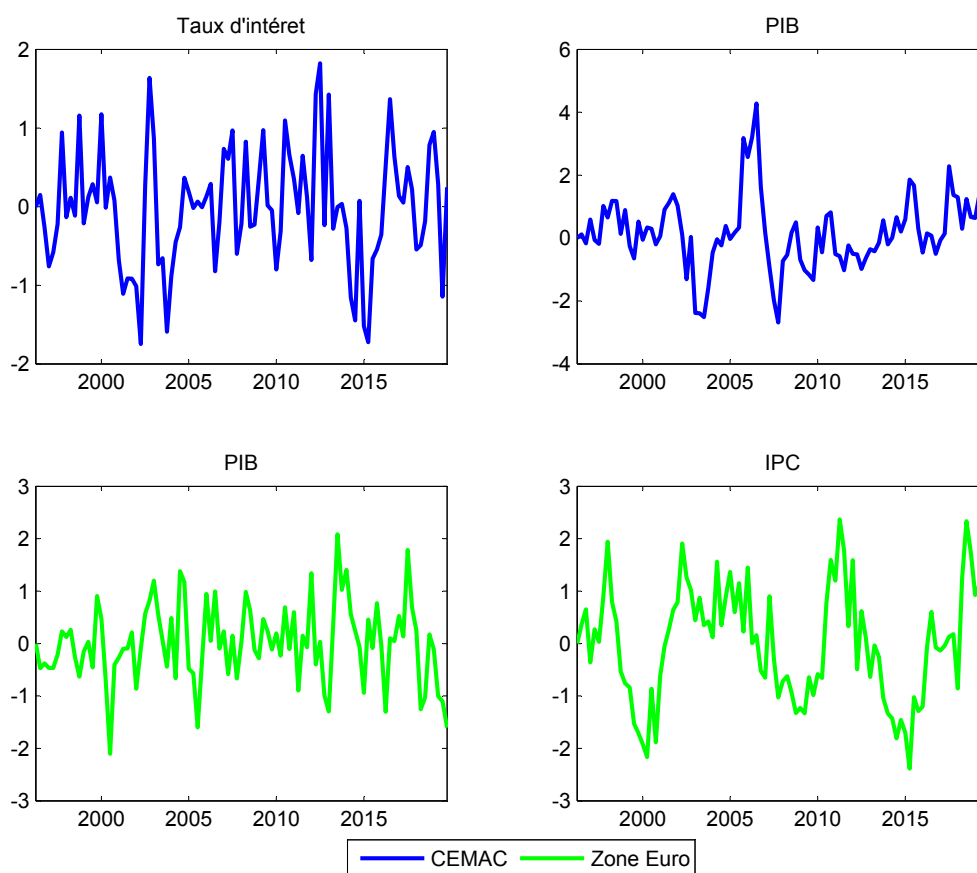
#### 3.3.2 Méthodes d'estimation

Pour pouvoir estimer les paramètres des différents modèles, nous utilisons les techniques d'estimation bayésienne à travers le logiciel dynare (Adjemian et collab. (2011)) qui intègre les algorithmes développés par Geweke (1999) et consiste à utiliser les priors peu informatifs et à travers certaines méthodes d'échantillonnage (Chaîne de Markov Monté Carlo (MCMC)) déterminer les densités a posteriori des paramètres. L'annexe A.5 présente plus de détails sur les techniques d'estimation. Pour nos estimations, nous combinons la fonction de vraisemblance et les distributions a priori des paramètres du modèle pour former la fonction de densité postérieure. L'utilisation de cette combinaison permet d'optimiser les paramètres du modèle par rapport à la fonction de densité postérieure à

3. Nous allons considérer dans notre étude le reste du monde l'économie européenne

4. une série stationnaire permet de faire des prévisions hors échantillon

FIGURE 3.2 – Données stationnaires



Sources : Données Eurostat,FAO et FMI

travers les méthodes d'échantillonnage (MCMC)<sup>5</sup>.

### 3.3.3 Calibrage et distribution a priori des paramètres

Cette partie présente le calibrage de certains paramètres des modèles RANK et THANK.

TABLE 3.1 – Paramètres calibrés

Dénominations		Valeurs		Sources
		RANK	THANK	
$\beta_c$	Facteur d'escompte	0.9745	0.9745	Debortoli et Gali (2018)
$\tau_c^d$	Part du profit des firmes transférée ou distribuée	/	0.8	Bilbie (2018)
$\lambda_c$	Part des ménages agricole	0	0.48	FAO
$s_c$	Probabilité de rester ménage non agricole	1	/	Bilbie (2018)
$\alpha_c$	ouverture de l'économie	/	0.5	Gali et Monacelli (2004)

Le choix des priors pour l'estimation bayésienne des paramètres du modèle est basé sur

5. Fernandez-Villaverde et Rubio-Ramírez (2001) montrent plus en détail comment cette combinaison permet de mieux former les distributions à posteriors des paramètres



les travaux de Bilbiie (2020), An et Schorfheide (2007), Calvo (1983) et de Smets et Wouters (2007). En suivant la littérature sur les travaux empiriques, nous spécifions une distribution Bêta pour les paramètres contraints sur l'intervalle unitaire, une distribution Gamma pour les paramètres dans  $R_+$  et une distribution Gamma inverse pour les paramètres de variance.

Nous utilisons des distributions Bêta pour les paramètres de persistance du modèle autorégressif, des distributions Gamma pour les poids des variables dans la règle de Taylor et des distributions Gamma inverse pour les écarts types. Les paramètres d'élasticité sont supposés suivre une distribution normale. Les moyennes antérieures sont tirées de la littérature.

### 3.3.4 Estimation des paramètres

Le tableau 3.2 présente la comparaison des modèles RANK et THANK à travers la moyenne harmonique. On observe que le modèle qui prend en compte les ménages agricoles et non agricoles réplique au mieux les données. En effet, l'analyse globale à travers le ratio de Bayes nous montre que le modèle avec hétérogénéité a un ratio de Bayes (0.01) inférieur au modèle avec agents représentatifs (1). Le modèle RANK individuellement à travers les densités a posteriori apporte plus d'informations que le modèle THANK car la différence est plus élevée dans le modèle RANK (0.4) que dans le modèle THANK (-0.4).

Les tableaux C.1, C.3, C.5 et C.7 en annexe présentent de manière détaillée les estimations des paramètres de l'économie de la CEMAC à travers les modèles RANK et THANK. De manière générale certains paramètres restent inchangés et d'autres subissent une légère modification lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle THANK). Le tableau 3.4 fait une synthèse de quelques paramètres dans les modèles RANK et THANK et leurs écarts par rapport au modèle RANK.

Comme le montre le tableau 3.4, on observe que l'élasticité de substitution entre les prix et la production ( $\theta_c^p$ ) est affectée par l'hétérogénéité (modèle THANK) avec un écart de 0.132 par rapport au modèle RANK, ce qui montre que la prise en compte des inégalités de revenu dans le comportement de consommation des ménages augmente la sensibilité de la variation des prix sur la production. Le coefficient du taux de change ( $\phi_c^c$ ) a un écart de 0.114, ce qui traduit le poids des ménages agricoles dans les échanges avec le reste

du monde. Quant à l'aversion pour le risque ( $\sigma_c$ ) cet écart est de - 0.133, ce qui résulte de la faible aversion des ménages agricoles face au risque. En fin la prise en compte de l'hétérogénéité diminue la facilité de remplacer le travail par le loisir car l'élasticité de l'offre de travail ( $\varphi_c$ ) présente un écart de -0.358.

Certains paramètres ne sont pas sensibles à l'hétérogénéité car leurs écarts (modèle THANK) par rapport au modèle RANK est proche de 0 c'est le cas des coefficients de la règle de Taylor, la part des biens extérieur ( $\alpha_c^y$ ) (tableau 3.4)... Cette stabilité traduit le fait que ces paramètres ont un poids relativement faible dans la prise en compte des inégalités de revenu dans la fonction de comportement des ménages.

TABLE 3.2 – Model Comparison (based on Modified Harmonic Mean Estimator)

<i>Model</i>	<i>RANK</i>	<i>THANK</i>
<i>Priors</i>	0.500000	0.500000
<i>Log Marginal Density</i>	-542.630572	-547.177061
<i>Bayes Ratio</i>	1.000000	0.010604
<i>Posterior Model Probability</i>	0.989507	0.010493

TABLE 3.4 – Écart des paramètres

<b>Paramètres</b>	<b>Dénominations</b>	<b>RANK</b>	<b>THANK</b>	<b>Ecart</b>
		Moyenne	Moyenne	
$\alpha_c^y$	Part des biens extérieur	0,475	0,521	0,046
$\sigma_c$	Aversion pour le risque globale	0,205	0,072	-0,133
$\varphi_c$	Élasticité de l offre de travail	1,684	1,326	-0,358
$\eta_c$	Élasticité de substitution entre les biens de consommation	1,527	1,552	0,025
$\eta_c^y$	Élasticité de substitution entre les biens de production	1,577	1,6	0,023
$\theta_c^p$	Élasticité de substitution prix et production	1,502	1,634	0,132
$\theta_c^w$	Élasticité de substitution travail et salaire	1,488	1,531	0,043

(Continued on next page)

TABLE 3.5 – (continued)

Paramètres	Dénominations	RANK	THANK	Ecart
		Moyenne	Moyenne	
$\iota_c^w$	Part de l'indexation de l'inflation sur les salaires	0,321	0,269	-0,052
$\mu_c^{wc}$	Terme MA des salaires	0,263	0,259	-0,004
$\xi_c^w$	Probabilité de ne pas fixer le salaire optimale	0,541	0,505	-0,036
$\xi_c^p$	Probabilité de ne pas fixer les prix optimale	0,492	0,474	-0,018
$\phi_\pi^c$	Coefficient de l'inflation règle de Taylor	1,434	1,4	-0,034
$\phi_y^c$	Coefficient de l'écart de production —//—	0,103	0,12	0,017
$d\phi_y^c$	Coefficient du taux de croissance —//—	0,09	0,081	-0,009
$\phi_\epsilon^c$	Coefficient du taux de change —//—	0,241	0,355	0,114

### 3.4 Fonctions de réponses impulsionnelles (Irf)

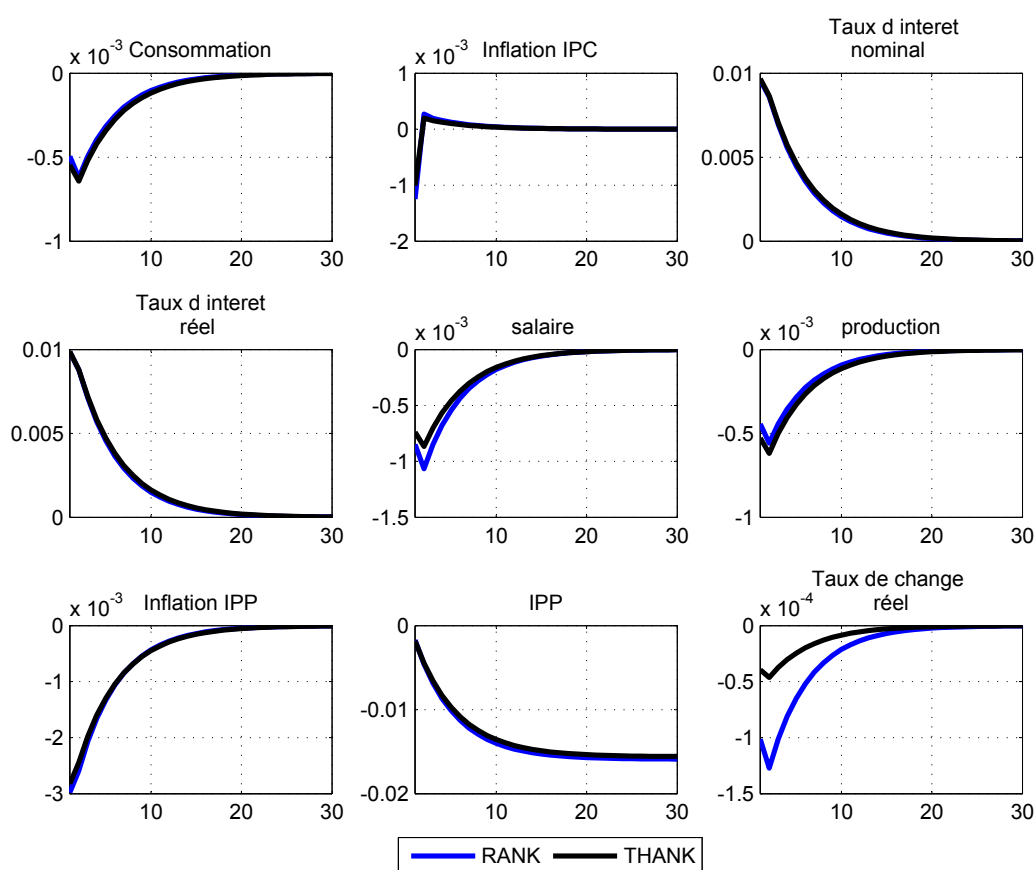
Dans cette section, nous évaluons les conséquences de la transmission à l'économie de la CEMAC. Nous présentons les irfs de 1% obtenues à partir des modèles RANK et THANK. Nous nous concentrons sur trois chocs principaux : un choc d'offre, un choc de demande et un choc extérieur.

#### 3.4.1 Choc de demande

La figure 3.3 présente les irfs d'un choc de demande de 1% sur certaines variables. Ce choc dans le modèle RANK est négatif sur la consommation et les salaires des ménages en zone CEMAC, cette baisse de la consommation n'incite pas les entreprises à augmenter leur production. La baisse de la consommation et de la production diminue le niveau général des prix. Suite à la dépréciation du taux de change les autorités monétaires augmentent le taux d'intérêt pour stabiliser ce dernier.

Lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle THANK), certaines variables restent inchangées c'est le cas de la consommation, de l'inflation, de la production et de l'IPP. Par contre d'autres présentent des écarts dans les deux modèles : c'est le cas du taux de change réel et des salaires. Cet écart s'explique par une forte demande intérieure des

FIGURE 3.3 – Irfs choc de demande



Source : Auteur à l'aide des sorties MATLAB

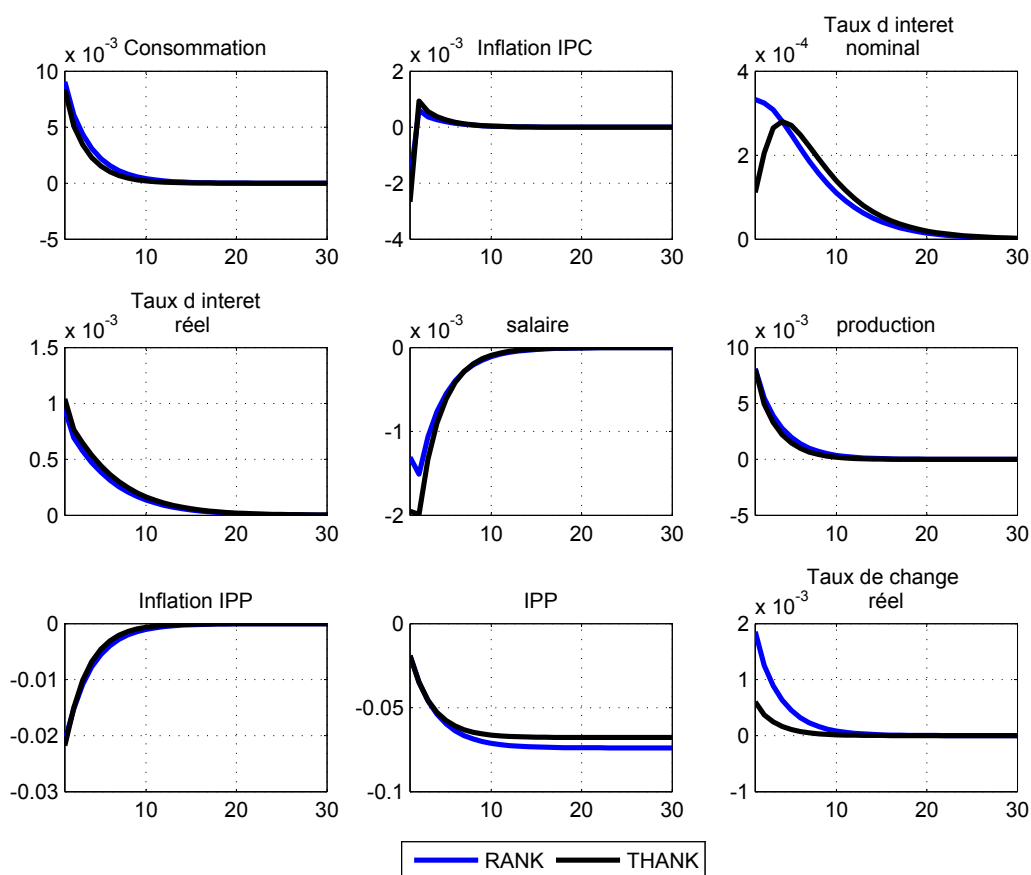
biens du reste du monde par les ménages agricoles. Cette demande peut être basée sur les engrais, les machines qui entrent dans le processus de production des biens agricoles.

### 3.4.2 Choc d'offre

La figure 3.4 met en évidence les irfs d'un choc d'offre de 1%. Dans le modèle RANK, ce choc est positif sur la consommation et négatif sur les salaires des ménages en zone CEMAC. La hausse de la consommation est portée par la consommation étrangère, car si les salaires baissent les ménages n'auront pas suffisamment de ressources financières pour acquérir de nouveaux biens. La hausse de la consommation va inciter les entreprises à augmenter leur production. Cette production va être exportée vers l'économie Européenne car le taux de change réel s'apprécie, conduisant ainsi les autorités monétaires à augmenter le taux d'intérêt pour éviter une forte appréciation du taux de change.

Lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité, on observe des écarts sur certaines variables comme le taux de change réel, le taux d'intérêt nominale et l'IPP. L'écart que nous observons au

FIGURE 3.4 – Irfis choc d'offre



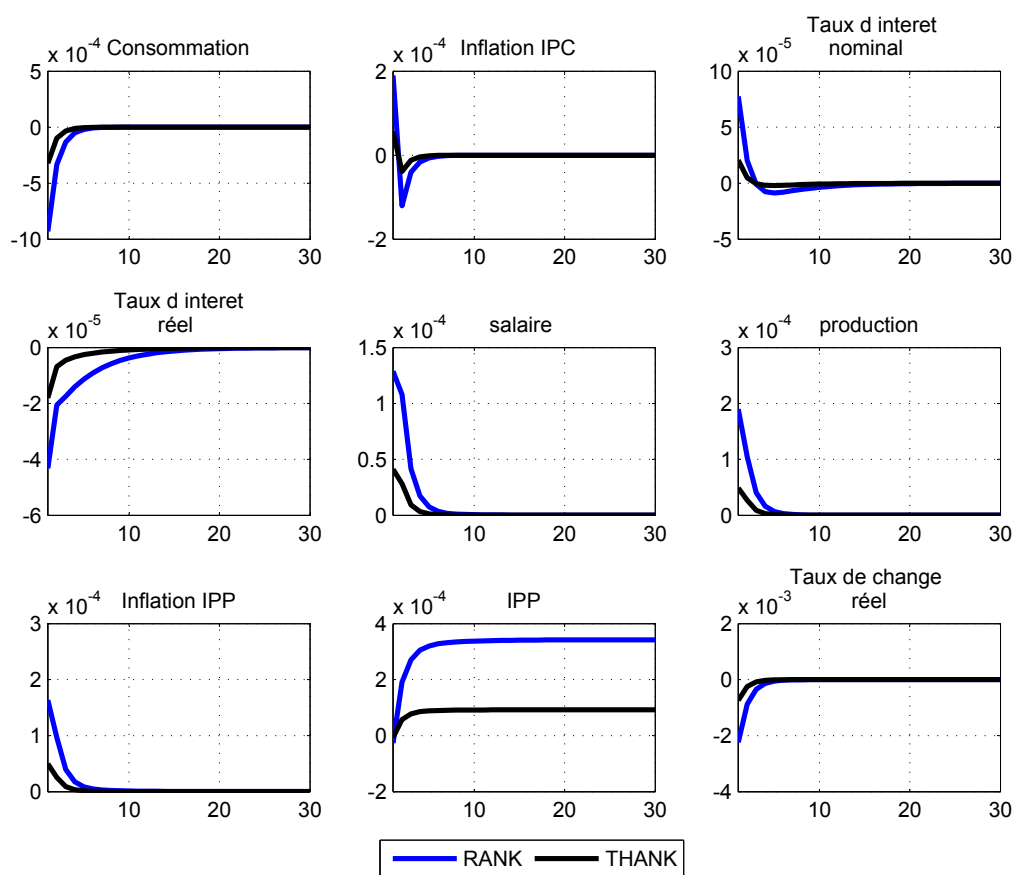
Source : Auteur à l'aide des sorties MATLAB

niveau du taux de change réel montre que la prise en compte des inégalités de revenu entre les ménages agricoles et non agricoles diminue la quantité des biens exportés dans le reste du monde. Etant donné que la production dans les deux modèles est identique alors cet écart s'explique par une offre domestique supérieure lorsqu'on intègre l'hétérogénéité par rapport au modèle RANK. D'autres variables restent inchangées dans les modèles RANK et THANK montrant l'impact négligeable de ce choc sur les inégalités de revenu c'est le cas de la production, de la consommation etc. . . Face à la hausse du taux de change les autorités monétaires augmentent leur taux d'intérêt pour stabiliser l'économie, cette hausse est plus importante dans le modèle RANK.

### 3.4.3 Choc extérieur

Un choc extérieur de production comme le montre la figure 3.5 dans le modèle RANK baisse la consommation et augmente les salaires. La hausse des salaires va conduire les entreprises à augmenter la production. La hausse des salaires et de la production sont à

FIGURE 3.5 – Irfis choc extérieur



Source : Auteur à l'aide des sorties MATLAB

l'origine de l'inflation observée. Face à la hausse de l'inflation, les autorités monétaires vont mener des politiques restrictives pour stabiliser l'économie.

Toute chose égale par ailleurs, la prise en compte de l'hétérogénéité (modèle THANK) affecte certaines variables et ces dernières présentent des écarts considérables par rapport au modèle THANK c'est le cas de la production, de la consommation et de l'IPP. L'écart qu'on observe au niveau de la production entre le modèle RANK et THANK s'explique par le fait qu'une part importante des importations dans le processus de production domestique se fait par les ménages non agricoles. Cela va conduire à une hausse des salaires dans le modèle RANK par rapport au modèle THANK. Cette baisse de la production dans le modèle THANK par rapport au modèle RANK va amener les autorités monétaires à baisser leur taux d'intérêt. Certaines variables comme l'inflation de l'IPC reste inchangée dans les deux modèles, montrant ainsi qu'elle n'est pas affectée par un choc extérieur de production lorsqu'on prend en compte l'hétérogénéité.

### 3.5 Caractéristiques empiriques du modèle

Le tableau 3.6 présente une sélection de statistiques de second moment obtenues à partir des simulations du modèle et leur comparaison avec les statistiques réelles provenant des données de la CEMAC et de la zone Euro. Certains modèles estimés reproduisent assez bien les statistiques des séries observables sur la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB de la CEMAC ( $\hat{y}_t^c$ ) et le PIB de la zone Euro ( $\hat{y}_t^e$ )) et la persistance (coefficient d'autocorrélation).

En ce qui concerne la volatilité des variables observables, le PIB de la CEMAC ( $\hat{y}_t^c$ ) et l'IPC de la zone Euro ( $\hat{ipc}_t^e$ ) sont plus volatiles (1.15 et 1.07 respectivement) que le PIB de la zone Euro ( $\hat{y}_t^e$ ) et le taux d'intérêt de la CEMAC ( $\hat{i}_t^c$ ) (0.74 et 0.74 respectivement). Le modèle RANK montre presque le même résultat uniquement pour le PIB de la CEMAC ( $\hat{y}_t^c$ ) (1.17), lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle THANK) on observe quelques changements, la volatilité des variables observables se rapprochent des données par rapport au modèle RANK.

Si l'on examine les corrélations croisées du PIB de la CEMAC ( $\hat{y}_t^c$ ) avec les autres variables observables, on observe que le PIB de la CEMAC est contre cyclique uniquement avec le taux d'intérêt de la CEMAC ( $\hat{i}_t^c$ ) (-0.13) et pro cyclique avec le l'IPC de la zone Euro ( $\hat{ipc}_t^e$ ) (0.03) et le PIB de la Zone Euro ( $\hat{y}_t^e$ ) (0.08). Dans les modèles RANK et THANK ce n'est pas le cas.

Concernant la persistance on observe de manière générale que la persistance des variables observables dans le modèle RANK est plus proche des données de la CEMAC que dans le modèle THANK. Et la persistance des variables observables dans le modèle THANK est plus proche des données de la zone Euro que dans le modèle RANK.

Pour comparer la capacité globale des modèles à s'adapter aux données, nous avons examiné la comparaison des modèles (tableau 3.2) à travers le ratio de Bayes et nous avons trouvé que le modèle THANK est fortement soutenu par les données que le modèle RANK.

Les sources de variabilité du PIB, du taux d'intérêt de la CEMAC, du PIB et de l'IPC de la zone Euro sont saisies dans la décomposition de la variance des modèles estimés. Le tableau 3.8 présente les parts en pourcentage obtenues pour la contribution des chocs

d'offre, de demande et extérieur dans la décomposition de la variance. Dans le modèle RANK la principale source de fluctuation pour le PIB de la CEMAC est le choc d'offre (99.05%), suivi du choc de demande (0.55%) et en fin du choc extérieur (0.40%). Pour le taux d'intérêt de la CEMAC la principale source des fluctuations est le choc de demande (86.52%) suivi du choc d'offre (13.45%) et du choc extérieur (0.03%). Toute chose égale par ailleurs, lorsqu'on intègre de l'hétérogénéité (modèle THANK) les sources de fluctuations restent identiques comme dans le modèle RANK.

TABLE 3.6 – Sélection des Moments d'ordre deux

	$\hat{i}_t^c$	$\hat{y}_t^c$	$\hat{y}_t^e$	$\hat{i}pc_t^e$
<b>Données 1996.01 : 2021.03</b>	<b>CEMAC</b>		<b>Zone Euro</b>	
écart type	0,74	1,15	0,74	1,07
corrélation avec $\hat{y}_t^c$	-0,13	1	0,08	0,03
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	0,06	0,08	1	-0,06
autocorrélation	0,36	0,69	0,30	0,72
<b>Modèle RANK</b>	<b>CEMAC</b>		<b>Zone Euro</b>	
écart type	1.58	1.17	0.86	1.15
corrélation avec $\hat{y}_t^c$	0.01	1.00	0.24	-0.03
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	-0.01	0.24	1.00	-0.04
autocorrélation	0.82	0.69	0.41	-0.01
<b>Modèle THANK</b>	<b>CEMAC</b>		<b>Zone Euro</b>	
écart type	1.55	1.12	0.84	1.12
corrélation avec $\hat{y}_t^c$	0.01	1.00	0.04	-0.01
corrélation avec $\hat{y}_t^e$	-0.01	0.04	1.00	-0.03
autocorrélation	0.83	0.64	0.33	0.00



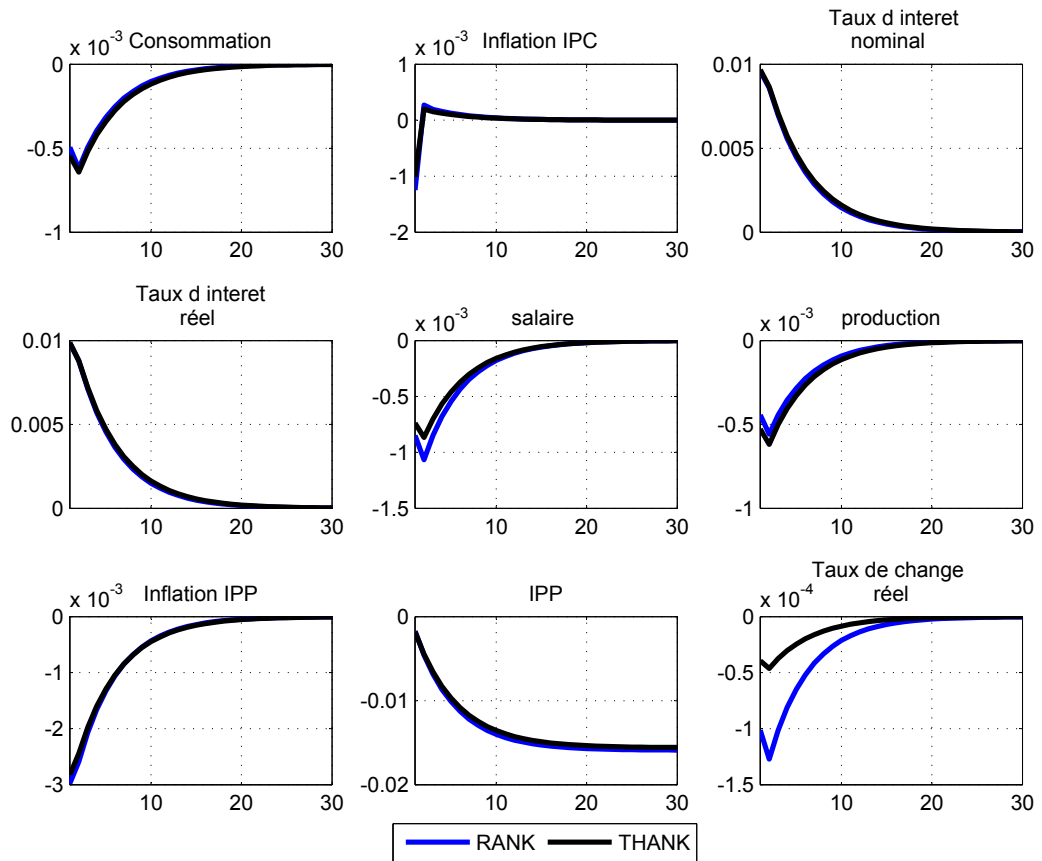
TABLE 3.8 – VARIANCE DECOMPOSITION (in percent)

	choc d'offre	choc de demande	choc extérieur
<b>Modèle RANK</b>			
$\hat{i}_t^c$	13.45	86.52	0.03
$\hat{y}_t^c$	99.05	0.55	0.40
$\hat{y}_t^e$	9.55	0.05	90.39
$i\hat{p}c_t^e$	98.62	0.93	0.45
<b>Modèle THANK</b>			
$\hat{i}_t^c$	12.48	87.50	0.02
$\hat{y}_t^c$	98.98	0.73	0.28
$\hat{y}_t^e$	0.98	0.01	99.02
$i\hat{p}c_t^e$	98.96	0.60	0.44

### 3.6 Sensibilité du modèle

Dans cette section nous présentons l'analyse de la sensibilité de notre modèle, ainsi on considère un taux de change fixe ( $\phi_{RANK}^e = \phi_{THANK}^e = 0$ ) entre la CEMAC et la zone Euro dans les deux modèles (RANK et THANK) et on analyse le comportement du modèle face aux chocs de 1 % de demande (choc du taux d'intérêt), d'offre (choc de productivité) et extérieur (choc de production de la zone Euro). Comme nous montrent les figures 3.6, 3.7 et 3.8 l'analyse des irfs permet de voir que les modèles RANK et THANK ne sont pas sensible à un taux de change fixe entre la CEMAC et la zone Euro, car on obtient les même résultats comme dans la section 3.4.

FIGURE 3.6 – Choc de demande ( $\phi_{RANK}^e = \phi_{THANK}^e = 0$ )



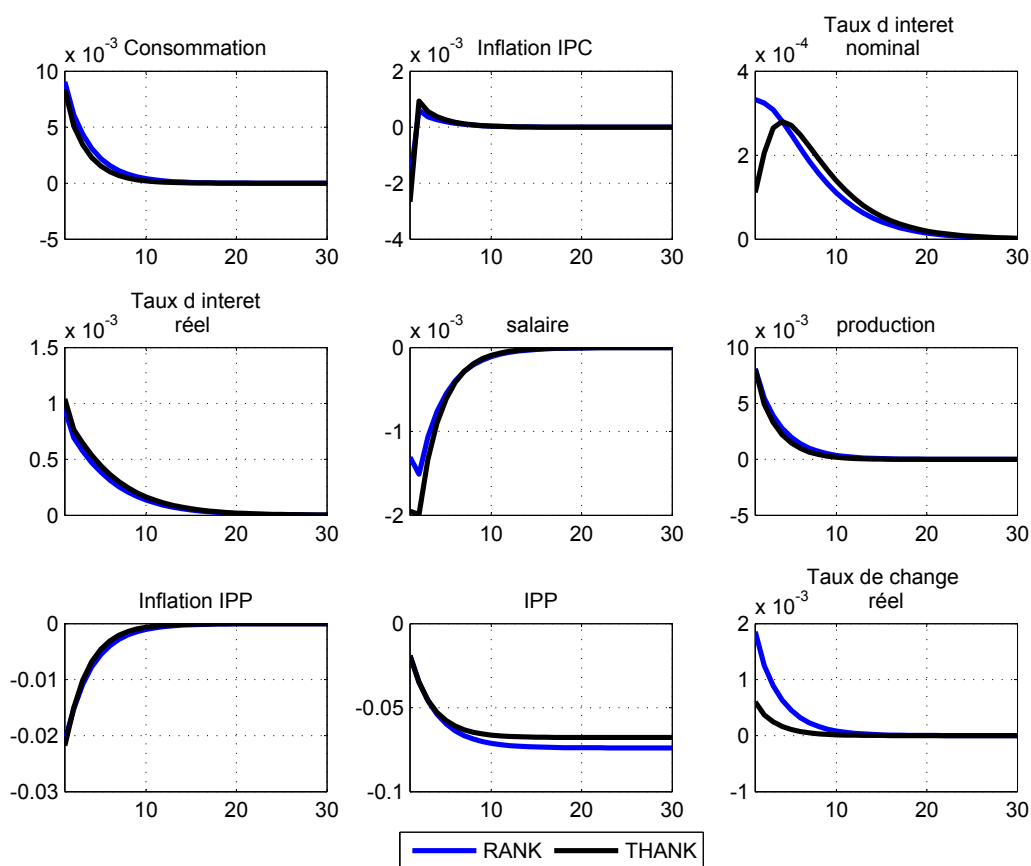
Source : Auteur à l'aide des sorties de MATLAB

## Conclusion

Nous avons développé et estimé dans ce chapitre deux modèles DSGE d'une petite économie ouverte (CEMAC) qui échange avec le reste du monde (zone Euro). Le premier modèle est un modèle à agents représentatifs (modèle RANK), le second est un modèle à agents hétérogènes qui tient compte des inégalités de revenu dans la fonction de consommation des ménages (modèle THANK).

En utilisant l'économétrie bayésienne, nous avons trouvé des preuves du rôle clé de l'hétérogénéité dans la conduite de la politique monétaire en zone CEMAC. L'analyse des statistiques de second moment (la volatilité (écarts types), la corrélation cyclique (corrélation croisée entre le PIB de la CEMAC) et la persistance (coefficient d'autocorrélation)) obtenues à partir des simulations des modèles et leur comparaison avec les statistiques réelles provenant des données de la CEMAC et de la zone Euro montrent que le modèle avec hétérogénéité (THANK) est fortement soutenu par les données que le modèle

FIGURE 3.7 – Choc d’offre ( $\phi_{RANK}^e = \phi_{THANK}^e = 0$ )



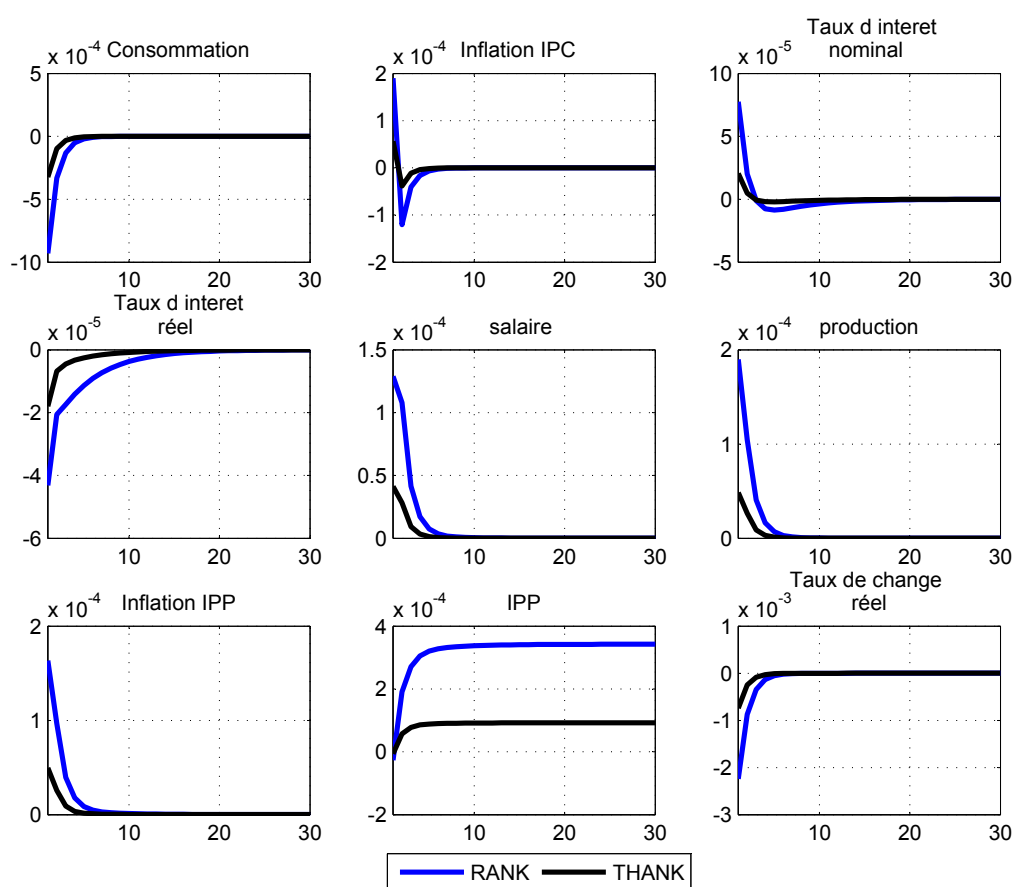
Source : Auteur à l’aide des sorties de MATLAB

RANK. L’analyse de la comparaison des modèles vient soutenir ce résultat, car le ratio de Bayes du modèle THANK est inférieur à 1 (0.01), avec pour modèle de base le modèle RANK

Le modèle avec hétérogénéité révèle que la CEMAC est plus sensible au choc extérieur. Dans une analyse contre-factuelle, nous avons analysé l’apport de l’hétérogénéité lorsqu’il existe un taux de change fixe entre la CEMAC et la zone Euro comme c’est le cas, et nous avons trouvé que les modèles donnent toujours les mêmes résultats.

Notre modèle contribue à la littérature de la macroéconomie ouverte dans les pays en développements en soulignant l’apport critique de l’hétérogénéité pour rendre compte à la fois de la transmission des chocs asymétriques et de l’effet des décisions de politique monétaire en zone CEMAC. Une extension naturelle de cette analyse devrait se concentrer sur l’intégration du secteur formel et informel pour l’analyse de la conduite de la politique monétaire. Nos modèles pourraient également servir de cadre pour évaluer d’autres mé-

FIGURE 3.8 – Choc extérieur ( $\phi_{RANK}^e = \phi_{THANK}^e = 0$ )



Source : Auteur à l'aide des sorties de MATLAB

thodes de contribution à l'amélioration de la conduite de la politique monétaire en zone CEMAC.

# Conclusion Générale

La hausse des inégalités avant et après la crise de 2008 a conduit à une profonde réflexion sur la conduite de la politique monétaire dans la plupart des économies dans le monde. Les récentes recherches ont montré le rôle clé de la prise en compte des inégalités de revenu et de consommation dans la conduite de la politique monétaire en économie fermée.

L'objectif de cette thèse est de contribuer à la compréhension de la conduite de la politique monétaire dans un contexte où les inégalités de revenu et de consommation persistent au sein des ménages. Plusieurs questions, encore sans réponse dans la littérature, ont été abordées en utilisant ce cadre spécifique. Nous avons construit les trois chapitres de cette thèse autour de trois questions principales.

Premièrement, la prise en compte de l'hétérogénéité des agents liée à l'inégalité dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet-elle d'améliorer la conduite de cette dernière en zone Euro et aux USA lorsqu'on tient compte de la dispersion de consommation entre les ménages non contraints, de l'écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints et de la variation des ménages contraints ? Nous avons apporté des éléments de réponse à cette question en construisant et en estimant sur les données des USA et de la zone Euro trois modèles DSGE que nous avons comparé : un modèle à agents représentatifs (RANK) où les ménages sont considérés tous « Ramsey », un deuxième modèle à agents hétérogènes (HANK) où l'on considère les trois composantes de l'hétérogénéité et un troisième modèle à agents hétérogènes (TANK) où on tient compte uniquement de l'écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints.

Deuxièmement, la prise en compte de l'hétérogénéité des agents liée à l'inégalité cyclique de revenu dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet-elle d'améliorer la conduite de cette dernière en zone Euro et aux USA lorsque la fonction de

consommation des ménages prend en compte cette inégalité cyclique de revenu ? Nous avons essayé de répondre à cette question en construisant et en estimant sur les données des USA et de la zone Euro deux modèles DSGE que nous avons comparé : le modèle à agents représentatifs (modèle RANK) et le modèle à agents hétérogènes (modèle THANK) où la fonction de consommation des ménages intègre leurs revenus qui peut varier d'une période à l'autre.

Troisièmement, la prise en compte de l'hétérogénéité des agents liée à l'inégalité de revenu dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte permet-elle d'améliorer la conduite de cette dernière dans une petite économie ouverte comme celle de la CEMAC lorsque les inégalités de revenu entre les ménages agricoles et non agricoles sont prises en compte dans leurs fonctions de productions ? Nous avons répondu à cette question en construisant et en estimant sur les données de la CEMAC et de la zone Euro deux modèles DSGE que nous avons comparé : un modèle où les ménages sont uniquement non agricoles (modèle RANK) et un autre modèle où il existe des ménages agricoles et non agricoles (modèle THANK).

Les principaux résultats nous montrent des preuves du rôle clé de l'hétérogénéité dans la conduite de la politique monétaire en zone Euro et aux USA. Le modèle avec hétérogénéité révèlent que les économies sont plus sensibles aux chocs domestiques lorsque les échanges sont importantes et moins sensibles lorsqu'ils ne le sont pas. Dans une analyse contre-factuelle, nous avons analysé l'apport de l'hétérogénéité lorsqu'il y a une coordination entre les deux banques centrales et nous avons trouvé que le modèle avec hétérogénéité est toujours meilleur par rapport au modèle à agents représentatifs. En Zone CEMAC, le modèle avec hétérogénéité est fortement soutenu par les données que le modèle avec agents représentatifs, elle est plus sensible au choc extérieur car ce dernier augmente la volatilité du taux de change.

Tout au long de cette thèse nous avons souligné la nécessité d'intégrer les inégalités de revenu et de consommation dans la conduite de la politique monétaire en économie ouverte pour les USA, la zone Euro et la CEMAC. Cependant, un certain nombre de défis reste à relever. Pour les **chapitres 1 et 2**, intégrer l'hétérogénéité des marchés financiers va permettre de mieux capter les chocs asymétriques des deux banques centrales sur l'économie domestique et étrangère vu l'importance de l'interconnexion du système bancaire

des deux pays. Quant au **chapitre 3** la CEMAC, l'intégration dans la modélisation du marché du crédit, du secteur des ressources naturelles, du secteur formel et informel reste également un défi à relever.

## Annexe A

# Équation d'Euler, contrainte budgétaire et écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints dans une économie ouverte en change fixe et flexible

### A.1 Équation d'Euler

#### A.1.1 Condition de premier ordre modèle RANK

Le ménage cherche à maximiser la fonction d'utilité

$$U(C,N,Z) \equiv \left( \frac{C^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) Z \quad (\text{A.1})$$

sous contrainte

$$C(s,t) + Q_t F_t(s) + \frac{B_t(s)}{P_t} \leq \frac{B_{t-1}(s)(1+i_{t-1})}{P_t} + [Q_t + (1-\delta)D_t] F_{t-1}(s) \quad (\text{A.2}) \\ + W_t N_t(s) \exp\{e_t(s)\} + T_t(s).$$

Le Lagrangien s'écrit :

$$L = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \left[ \left( \frac{C^{1-\sigma}(t+\tau)(s) - 1}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\varphi}(t+\tau)(s)}{1+\varphi} \right) Z(t+\tau)(s) - \lambda_{t+\tau} \left( C_{(t+\tau)}(s) + Q_t F_{t+\tau}(s) \right) \right] \quad (\text{A.3})$$



$$+ \frac{B_{t+\tau}(s)}{P_{t+\tau}} - \frac{B_{t+\tau-1}(s)(1+i_{t+\tau-1})}{P_{t+\tau}} - \left[ Q_{t+\tau} + (1-\delta)D_{t+\tau} \right] F_{t+\tau-1}(s) - W_{t+\tau} N_{t+\tau}(s) \exp\{e_{t+\tau}(s)\} - T_{t+\tau}(s) \Bigg]$$

Les conditions de premier ordre sont données par :

$$\frac{\partial L}{\partial C_t(s)} = C_t^{-\sigma}(s) Z_t(s) - \lambda_t P_t = 0 \quad (\text{A.4})$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_t(s)} = -N_t(s) Z_t(s) + \lambda_t W_t \exp e_t = 0 \quad (\text{A.5})$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_t(s)} = \frac{C_t^{1-\sigma}(s) - 1}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}(s)}{1+\varphi} = 0 \quad (\text{A.6})$$

$$\frac{\partial L}{\partial F_t(s)} = -\lambda_t Q_t(s) + \beta E_t \left[ \lambda_{t+1} \left( Q_{t+1}(s) + (1-\delta)D_{t+1}(s) \right) \right] = 0 \quad (\text{A.7})$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_t(s)} = -\lambda_t \left[ \frac{1}{P_t} \right] + \beta \left[ \lambda_{t+1} \left( \frac{1+i_t}{P_{t+1}} \right) \right] = 0 \quad (\text{A.8})$$

Ainsi, en combinant les équations A.4 et A.8 on obtient l'équation d'Euler du modèle RANK donnée par :

$$C_t^{-\sigma}(s) Z_t(s) = \beta (1+i_t) E_t \left[ C_{t+1}^{-\sigma}(s) Z_{t+1}(s) \right] \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \quad (\text{A.9})$$

le salaire réel est obtenu en combinant les équations A.4 et A.5 tel que :

$$\frac{W_t}{P_t} \exp(e_t(s)) = C_t^\sigma(s) N_t(s) \quad (\text{A.10})$$

le prix de l'équité des fonds est obtenu en combinant les équations A.4 et A.7 tel que :

$$Q_t(s) \frac{C_t^{-\sigma}(s) Z_t(s)}{P_t} \frac{P_{t+1}}{E_t C_{t+1}^{-\sigma}(s) Z_{t+1}(s)} = \beta \left[ E_t Q_{t+1}(s) + (1-\delta) E_t D_{t+1}(s) \right] \quad (\text{A.11})$$

la consommation et le nombre d'heures de travail sont liés par la relation :

$$\frac{C_t^{1-\sigma}(s) - 1}{1-\sigma} = \frac{N_t^{1+\varphi}(s)}{1+\varphi} \quad (\text{A.12})$$

## A.1.2 Condition de premier ordre modèle HANK

Le ménage cherche à maximiser la fonction d'utilité

$$U(C, N, Z, H) = \left( \frac{(CH)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{(N)^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) Z \quad (\text{A.13})$$

sous contrainte

$$C_t(s) H_t(s) + Q_t F_t(s) + \frac{B_t(s)}{P_t} \leq \frac{B_{t-1}(s)(1+i_{t-1})}{P_t} + [Q_t + \quad (\text{A.14})$$

$$(1 - \delta)D_t]F_{t-1}(s) + W_t N_t(s) \exp\{e_t(s)\} + T_t(s).$$

Le Lagrangien s'écrit :

$$\begin{aligned} L = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \left[ \left( \frac{(CH)_{t+\tau}^{1-\sigma}(s) - 1}{1-\sigma} - \frac{N_{t+\tau}^{1+\varphi}(s)}{1+\varphi} \right) Z_{t+\tau}(s) - \lambda_{t+\tau} \left( C_{t+\tau}(s) H_{t+\tau}(s) + Q_{t+\tau} F_{t+\tau}(s) \right. \right. \\ \left. \left. + \frac{B_{t+\tau}(s)}{P_{t+\tau}} - \frac{B_{t+\tau-1}(s)(1+i_{t+\tau-1})}{P_{t+\tau}} - [Q_{t+\tau} + (1-\delta)D_{t+\tau}] F_{t+\tau-1}(s) \right. \right. \\ \left. \left. - W_{t+\tau} N_{t+\tau}(s) \exp\{e_{t+\tau}(s)\} - T_{t+\tau}(s) \right) \right] \end{aligned} \quad (\text{A.15})$$

Les conditions de premier ordre sont données par :

$$\frac{\partial L}{\partial C_t(s) H_t(s)} = (C_t H_t)^{-\sigma}(s) Z_t(s) - \lambda_t P_t = 0 \quad (\text{A.16})$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_t(s)} = -N_t(s) Z_t(s) + \lambda_t W_t \exp e_t = 0 \quad (\text{A.17})$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_t(s)} = \frac{(C_t H_t)^{1-\sigma}(s) - 1}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}(s)}{1+\varphi} = 0 \quad (\text{A.18})$$

$$\frac{\partial L}{\partial F_t(s)} = -\lambda_t Q_t(s) + \beta E_t \left[ \lambda_{t+1} \left( Q_{t+1}(s) + (1-\delta)D_{t+1}(s) \right) \right] = 0 \quad (\text{A.19})$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_t(s)} = -\lambda_t \left[ \frac{1}{P_t} \right] + \beta \left[ \lambda_{t+1} \left( \frac{1+i_t}{P_{t+1}} \right) \right] = 0 \quad (\text{A.20})$$

Ainsi, en combinant les équations A.16 et A.20, on obtient l'équation d'Euler du modèle RANK donnée par :

$$(C_t H_t)^{-\sigma}(s) Z_t(s) = \beta(1+i_t) E_t \left[ (C_{t+1} H_{t+1})^{-\sigma}(s) Z_{t+1}(s) \right] \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \quad (\text{A.21})$$

le salaire réel est obtenu en combinant les équations A.16 et A.17 tel que :

$$\frac{W_t}{P_t} \exp(e_t(s)) = (C_t H_t)^\sigma(s) N_t(s) \quad (\text{A.22})$$

le prix de l'équité des fonds est obtenu en combinant les équations A.16 et A.19 tel que :

$$Q_t(s) \frac{(C_t H_t)^{-\sigma}(s) Z_t(s)}{P_t} \frac{P_{t+1}}{E_t (C_{t+1} H_{t+1})^{-\sigma}(s) Z_{t+1}(s)} = \beta E_t [E_t Q_{t+1}(s) + (1-\delta) E_t D_{t+1}(s)] \quad (\text{A.23})$$

la consommation et le nombre d'heures de travail sont liés par la relation :

$$\frac{(C_t H_t)^{1-\sigma}(s) - 1}{1-\sigma} = \frac{N_t^{1+\varphi}(s)}{1+\varphi} \quad (\text{A.24})$$

### A.1.3 Condition de premier ordre modèle TANK

#### A.1.3.1 Condition de premier ordre modèle Ramsey

Le ménage cherche à maximiser la fonction d'utilité

$$U(C^U, N^U, Z) = \left( \frac{(C^U)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{(N^U)^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) Z \quad (\text{A.25})$$

sous contrainte

$$C_t^U(s) + Q_t F_t^U(s) + \frac{B_t^U(s)}{P_t} \leq \frac{B_{t-1}^U(s)(1+i_{t-1})}{P_t} + [Q_t + (1-\delta)D_t] F_{t-1}^U(s) \quad (\text{A.26})$$

$$+ W_t N_t^U(s) \exp\{e_t(s)\} + T_t^U(s)$$

Le Lagrangien s'écrit :

$$L = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \left[ \left( \frac{(C^{1-\sigma})^U(s, t+\tau) - 1}{1-\sigma} - \frac{(N^{1+\varphi})^U(s, t+\tau)}{1+\varphi} \right) Z(s, t+\tau) - \lambda_{t+\tau} \left( P_{t+\tau} C^U(s, t+\tau) \right. \right. \quad (\text{A.27})$$

$$+ Q_t F_{t+\tau}^U(s) + \frac{B_{t+\tau}^U(s)}{P_{t+\tau}} - \frac{B_{t+\tau-1}^U(s)(1+i_{t+\tau-1})}{P_{t+\tau}} - [Q_{t+\tau} + (1-\delta)D_{t+\tau}] F_{t+\tau-1}^U(s)$$

$$\left. \left. - W_{t+\tau} N_{t+\tau}^U(s) \exp\{e_{t+\tau}(s)\} - T_{t+\tau}^U(s) \right) \right]$$

Les conditions de premier ordre sont données par :

$$\frac{\partial L}{\partial C_t^U(s)} = (C_t^{-\sigma}(s))^U Z_t(s) - \lambda_t P_t = 0 \quad (\text{A.28})$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_t^U(s)} = -N_t^U(s) Z_t(s) + \lambda_t W_t \exp e_t = 0 \quad (\text{A.29})$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_t(s)} = \frac{(C_t^{1-\sigma}(s))^U - 1}{1-\sigma} - \frac{(N_t^{1+\varphi}(s))^U}{1+\varphi} = 0 \quad (\text{A.30})$$

$$\frac{\partial L}{\partial F_t^U(s)} = -\lambda_t Q_t(s) + \beta E_t \left[ \lambda_{t+1} \left( Q_{t+1}(s) + (1-\delta)D_{t+1}(s) \right) \right] = 0 \quad (\text{A.31})$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_t^U(s)} = -\lambda_t \left[ \frac{1}{P_t} \right] + \beta \left[ \lambda_{t+1} \left( \frac{1+i_t}{P_{t+1}} \right) \right] = 0 \quad (\text{A.32})$$

Ainsi, en combinant les équations A.28 et A.32 on obtient l'équation d'Euler du modèle RANK donnée par :

$$(C_t^{-\sigma}(s))^U Z_t(s) = \beta(1+i_t) E_t \left[ (C_{t+1}^{-\sigma}(s))^U Z_{t+1}(s) \right] \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \quad (\text{A.33})$$

le salaire réel est obtenu en combinant les équations A.28 et A.29 tel que :

$$\frac{w_t}{P_t} \exp(e_t(s)) = (C_t^\sigma(s))^U (N_t(s))^U \quad (\text{A.34})$$

le prix de l'équité des fonds est obtenu en combinant les équations A.28 et A.31 tel que :

$$Q_t(s) \frac{(C_t^{-\sigma}(s))^U Z_t(s)}{P_t} \frac{P_{t+1}}{E_t (C_{t+1}^{-\sigma}(s))^U Z_{t+1}(s)} = \beta [E_t Q_{t+1}(s) + (1 - \delta) E_t D_{t+1}(s)] \quad (\text{A.35})$$

la consommation et le nombre d'heure de travail sont liés par la relation :

$$\frac{(C_t^{1-\sigma}(s))^U - 1}{1 - \sigma} = \frac{(N_t^{1+\varphi}(s))^U}{1 + \varphi} \quad (\text{A.36})$$

### A.1.3.2 Condition de premier ordre modèle « hand to mouth »

Le ménage cherche à maximiser la fonction d'utilité

$$U(C^K, N^K, Z) = \left( \frac{(C^K)^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} - \frac{(N^K)^{1+\varphi}}{1 + \varphi} \right) Z \quad (\text{A.37})$$

sous contrainte

$$P_{i,t} C_{i,t}^K(s) = W_{i,t} N_{i,t}^K(s) \exp\{e_{i,t}(s)\} + T_{i,t}^K \quad (\text{A.38})$$

Le Lagrangien s'écrit :

$$L = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \left[ \left( \frac{(C_{t+\tau}^{1-\sigma})^K(s) - 1}{1 - \sigma} - \frac{(N_{t+\tau}^{1+\varphi})^K(s)}{1 + \varphi} \right) Z_{t+\tau}(s) - \lambda_{t+\tau} \left( P_{t+\tau} C_{t+\tau}^K(s) \right. \right. \\ \left. \left. - W_{t+\tau} N_{t+\tau}^K(s) \exp\{e_{t+\tau}(s)\} - T_{t+\tau}^K(s) \right) \right] \quad (\text{A.39})$$

Les conditions de premier ordre sont données par :

$$\frac{\partial L}{\partial C_t^K(s)} = (C_t^{-\sigma}(s))^K Z_t(s) - \lambda_t P_t = 0 \quad (\text{A.40})$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_t^K(s)} = -N_t^K(s) Z_t(s) + \lambda_t W_t \exp e_t = 0 \quad (\text{A.41})$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_t(s)} = \frac{(C_t^{1-\sigma}(s))^K - 1}{1 - \sigma} - \frac{(N_t^{1+\varphi}(s))^K}{1 + \varphi} = 0 \quad (\text{A.42})$$

Le salaire réel est obtenu en combinant les équations A.40 et A.41 tel que :

$$\frac{W_t}{P_t} \exp(e_t(s)) = (C_t^\sigma(s))^U (N_t(s))^U \quad (\text{A.43})$$

La consommation et le nombre d'heure de travail sont liés par la relation :

$$\frac{(C_t^{1-\sigma}(s))^U - 1}{1 - \sigma} = \frac{(N_t^{1+\varphi}(s))^U}{1 + \varphi} \quad (\text{A.44})$$

## A.2 Consommation intratemporelle

la consommation des biens domestiques est donnée par :

$$C_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (\text{A.45})$$

l'allocation optimale est donnée par la résolution du problème suivant :

$$\max_{C_{h,t}(j)} P_{h,t} C_{h,t} - \int_0^1 P_{h,t}(j) C_{h,t}(j) dj \quad (\text{A.46})$$

la condition de premier ordre est donnée par :

$$P_{h,t} \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \left( \int_0^1 C_{h,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}-1} \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} C_{h,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}-1} - P_{h,t}(j) = 0 \quad (\text{A.47})$$

en divisant l'équation ci dessous par le prix domestique  $P_{h,t}$  on a :

$$\frac{P_{h,t}(j)}{P_{h,t}} = \left( \frac{C_{h,t}(j)}{C_{h,t}} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (\text{A.48})$$

ainsi la consommation domestique du bien j est donnée par :

$$C_{h,t}(j) = \left( \frac{P_{h,t}(j)}{P_{h,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{h,t} \quad (\text{A.49})$$

Suivant la même procédure on trouve la consommation domestique du bien j provenant du pays i.

$$C_{i,t}(j) = \left( \frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{i,t} \quad (\text{A.50})$$

Pour tout i, j  $\in [0,1]$  le prix domestique est donnée par  $P_{h,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{h,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$  et le prix des biens importés à partir du pays i exprimé en monnaie domestique est donné par  $P_{i,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{i,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ , ainsi on obtient le niveau des prix donné par :

$$P_t C_{s,t} = P_{h,t} C_{h,t} + P_{f,t} C_{f,t} \quad (\text{A.51})$$

la contrainte budgétaire du ménage est donnée par :

$$P_t C(s,t) + Q_t F_t(s) + \frac{B_t(s)}{P_t} \leq \frac{B_{t-1}(s)(1+i_{t-1})}{P_t} + [Q_t + (1-\delta)D_t] F_{t-1}(s) + W_t N_t(s) \exp\{e_t(s)\} + T_t(s) \quad (\text{A.52})$$

### A.3 Écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints

La consommation des ménages contraints est donnée par  $C_t^K \equiv W_t N_t + T_t^K$  et celle des ménages non contraints par  $C_t^U \equiv W_t N_t + \frac{1-\delta}{1-\lambda} D_t + T_t^U$

$$\gamma_t = 1 - \frac{W_t N_t + T_t^K}{W_t N_t + \frac{1-\delta}{1-\lambda} D_t + T_t^U} \quad (\text{A.53})$$

$$\begin{aligned} &= 1 - \frac{W_t N_t + (1-\tau)\delta D_t}{W_t N_t + \frac{1-\delta}{1-\lambda} D_t + (1 + \frac{\tau\lambda}{1-\lambda})\delta D_t} \\ &= 1 - \frac{(1-\lambda)W_t N_t + (1-\lambda)(1-\tau)\delta D_t}{(1-\lambda)W_t N_t + (1-\lambda)D_t + (1-\lambda(1-\tau))\delta D_t} \end{aligned}$$

$$\gamma_t = \frac{[1 - \delta(1-\tau)]D_t}{(1-\lambda)W_t N_t + [1 - \delta(1-\tau)]\lambda D_t} \quad (\text{A.54})$$

### A.4 Méthode d'identification et de sensibilité

Avant de procéder à l'identification des paramètres du modèle, il est nécessaire de vérifier la sensibilité des paramètres (à travers l'algorithme de Monte Carlo implémenté dans dynare) dans la mesure où, l'espace  $\Theta$  des paramètres du modèle en particulier est constitué des paramètres qui rendent la solution du modèle soit unique, soit indéterminée, soit explosive.

Rappelons que, l'objectif du filtrage par la méthode de MC est de voir dans quelle mesure certaines réalisations du modèle se situent à la limite ou à l'extérieur de la région considérée. Sur la base d'un ensemble de contraintes, chaque réalisation du modèle MC est classée soit à l'intérieur, soit à l'extérieur de la région cible. Si la sortie du modèle se trouve à l'intérieur des contraintes, nous qualifions la simulation de comportement (B), si-non de comportement ( $B^-$ ) (Ratto (2008)).

Étant donné un ensemble complet de N exécutions de Monte Carlo on obtient deux sous-ensembles :  $(X_i|B)$  de taille n et  $(X_i|B^-)$  de taille m, avec  $n + m = N$ . En général, les deux sous-échantillons proviendront de deux fonctions de densité de probabilité inconnues différentes :  $f_m(X_i|B)$  et  $f_m(X_i|B^-)$ .

Si la région située à l'extérieur des contraintes est significativement identique à celle de l'intérieur pour un paramètre donné, alors ce paramètre n'est pas un facteur clé dans le comportement du modèle, par contre si cette région est significativement différente alors il est un facteur clé. Nous utilisons le test bilatéral à deux échantillons de Kolmogorov-Smirnov (Ratto et Iskrev (2011)).

En écartant les valeurs de  $\Theta$  qui n'impliquent pas une solution unique (les paramètres calibrés), l'ensemble d'espace  $\Theta$  contient toutes les valeurs de  $\Theta$  qui sont théoriquement plausibles, et peut être construit en spécifiant directement des distributions antérieures Ratto (2008). De ce fait, on peut donc éliminer les paramètres qui conduisent à une solution explosive ou à une indétermination et passer à l'identification. Dans la suite de notre analyse, nous considérons une largeur de posteriors d'une valeur de 0.1, ce qui garanti la stabilité de notre modèle.

#### A.4.1 Analyse de l'identification

En règle générale, dans la modélisation DSGE l'objectif est d'avoir une fonction  $g$  de  $m$  équations non linéaires telle que :

$$E_t \left[ g \left( y_{t-1}, \tilde{y}_t, y_{t+1}; \mu_t \right) \theta \right] = 0 \quad (\text{A.55})$$

où  $\tilde{y}_t$  est un vecteur de  $m$  dimensions des variables endogènes,  $\mu_t$  le vecteur des chocs structurels de dimension  $n$  tel que  $E\mu_t = 0$ ,  $E\mu_t\mu_t' = I_n$  et  $\theta$  le vecteur des paramètres de dimension  $k$ .

L'existence d'une solution unique peut être donnée par la relation :

$$y_t = A(\theta)y_{t-1} + B(\theta)\mu_t \quad (\text{A.56})$$

où  $y_t$  est le vecteur constitué de la différence entre les vecteurs des variables endogènes et des vecteurs de l'état stable,  $A$  et  $B$  étant des vecteurs fonctions de  $\theta$ .

Certains des éléments de  $A$  étant constant c'est-à-dire indépendant de  $\theta$ , il est nécessaire de séparer les paramètres qui sont solution de  $\theta$  de ceux qui ne le sont pas. Les variables  $y_t$  n'étant pas observées, nous trouvons une fonction de transition  $x_t$  composée des variables observables qui dépendent de  $y_t$  (equation A.57) Ratto et Iskrev (2011).

$$x_t = Cy_t + D\mu_t + v_t \quad (\text{A.57})$$

$v_t$  un vecteur tel que  $E v_t = 0$ .

La relation entre  $x_t$  et  $y_t$  étant établit (equation A.57), on peut donc avoir les informations nécessaires qui peuvent être utilisé pour estimer les paramètres  $\theta$ . La qualité des estimations de  $\theta$  va dépendre de l'efficience des données ou non Iskrev (2010).

Pour avoir des estimations de qualité, il est nécessaire de voir les paramètres qui entrent dans la solution du modèle à travers le processus d'identification. Étant donné que notre modèle est large nous allons utiliser la matrice jacobienne qui est simple à calculer analytiquement pour les modèles linéaires de n'importe quelle taille ou complexe comme dans les travaux de Iskrev (2010) et Ratto et Iskrev (2011). Tous les paramètres estimés de notre modèle sont identifier cela peut se voir à travers les densités à posteriors (??, ??).

## **A.5 Méthodes d'estimations**

Les statistiques bayésiennes diffèrent de celles fréquentistes dans la mesure où, les statistiques fréquentistes cherchent à trouver la probabilité des événements au vu de certaines théories par contre celles bayésiennes cherchent à déterminer la probabilité des théories au vu de certains événements.

Comme dans les articles récents de Geweke et Petrella (1998) et Fernandez-Villaverde et Rubio-Ramírez (2001), nous appliquons les techniques bayésiennes pour essentiellement deux raisons. Premièrement, cette approche permet de formaliser l'utilisation d'informations préalables provenant soit des études de la micro-économétrie soit des études macro-économétriques antérieures et établit ainsi un lien explicite avec la littérature basée sur l'étalonnage. Deuxièmement, l'approche bayésienne fournit un cadre pour évaluer les modèles fondamentalement mal spécifiés sur la base de la probabilité marginale du modèle ou du facteur. Comme le montre par exemple Geweke et Petrella (1998), la probabilité marginale d'un modèle est directement liée à la fonction de densité prédictive. La performance de prédiction est un critère naturel de validation des modèles pour la prévision et l'analyse des politiques.



## A.6 Estimation des paramètres modèles RANK, HANK et TANK

### A.6.1 Estimation des paramètres modèle RANK

TABLE A.1 – Results from Metropolis-Hastings (parameters)

	modèle RANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\sigma_c$	norm	1.000	0.3750	0.971	0.2687	0.7094	1.2001
$\sigma_p$	norm	1.000	0.3750	1.024	0.0935	0.9376	1.0915
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	0.773	0.0430	0.7309	0.8189
$\eta_p$	norm	1.000	0.3750	1.125	0.0311	1.1076	1.1261
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	1.053	0.1867	0.8669	1.2446
$\eta_p$	norm	1.000	0.3750	1.035	0.0393	1.0151	1.0734
$\iota_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.518	0.0576	0.4613	0.5704
$\iota_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.529	0.0231	0.5215	0.5490
$\iota_c^{pd}$	beta	0.500	0.1500	0.471	0.0159	0.4578	0.4787
$\iota_p^{pd}$	beta	0.500	0.1500	0.531	0.0119	0.5206	0.5344
$\xi_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.518	0.0453	0.4663	0.5555
$\xi_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.596	0.0245	0.5814	0.6175
$\xi_c^c$	beta	0.500	0.1500	0.444	0.0524	0.4194	0.4864
$\xi_p^p$	beta	0.500	0.1500	0.393	0.0476	0.3498	0.4249
$\varphi_c$	norm	1.000	0.3750	0.881	0.0171	0.8741	0.8786
$\varphi_p$	norm	1.000	0.3750	0.858	0.3556	0.5584	1.2032
$\alpha_c$	norm	0.250	0.1950	0.265	0.0991	0.1664	0.3622
$\alpha_p$	norm	0.250	0.1950	0.304	0.0254	0.2754	0.3250
$\alpha_c^y$	norm	0.250	0.1950	0.217	0.0521	0.1911	0.2597
$\alpha_p^y$	norm	0.250	0.1950	0.363	0.0123	0.3569	0.3621
$\beta_c^x$	norm	0.250	0.1950	0.107	0.0104	0.0971	0.1165
$\beta_p^x$	norm	0.250	0.1950	0.238	0.0037	0.2346	0.2420

(Continued on next page)

TABLE A.2 – (continued)

	modèle RANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\theta_c^w$	norm	3.800	1.0000	3.486	0.1914	3.3169	3.7034
$\theta_p^w$	norm	3.800	1.0000	4.477	0.5002	3.9277	4.9632
$\theta_c^p$	norm	3.800	1.0000	3.985	0.2129	3.9251	4.1301
$\theta_p^p$	norm	3.800	1.0000	3.901	0.4503	3.4540	4.3516
$\rho_h^{ih}$	beta	0.500	0.2000	0.409	0.0377	0.3732	0.4512
$\rho_f^{if}$	beta	0.500	0.2000	0.384	0.0143	0.3698	0.3988
$\phi_\pi^c$	gamm	1.500	0.1250	1.500	0.0290	1.4755	1.5173
$\phi_\pi^p$	gamm	1.500	0.1250	1.532	0.0440	1.5412	1.5447
$\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.091	0.0128	0.0803	0.1060
$\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.082	0.0153	0.0735	0.0943
$d\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.060	0.0141	0.0461	0.0747
$d\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.066	0.0061	0.0614	0.0684
$\rho_h^a$	beta	0.500	0.2000	0.306	0.0039	0.3013	0.3089
$\rho_f^a$	beta	0.500	0.2000	0.712	0.0174	0.6958	0.7317
$\rho_h^z$	beta	0.500	0.2000	0.696	0.0157	0.6803	0.7119
$\rho_f^z$	beta	0.500	0.2000	0.654	0.0149	0.6379	0.6683
$\rho_h^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.201	0.0146	0.1935	0.2007
$\rho_f^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.049	0.0123	0.0375	0.0569
$\rho_h^e$	beta	0.500	0.2000	0.628	0.0134	0.6236	0.6251
$\rho_f^e$	beta	0.500	0.2000	0.461	0.0785	0.3788	0.5389
$\rho_h^z$	beta	0.500	0.2000	0.487	0.0205	0.4670	0.5037
$\rho_f^z$	beta	0.500	0.2000	0.545	0.0651	0.5026	0.5613
$\rho_h^i$	beta	0.500	0.2000	0.343	0.0173	0.3259	0.3532
$\rho_f^i$	beta	0.500	0.2000	0.306	0.0408	0.2665	0.3510
$\rho_h^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.499	0.0462	0.4684	0.5099
$\rho_f^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.381	0.0453	0.3347	0.4075

(Continued on next page)

TABLE A.2 – (continued)

	modèle RANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\rho_h^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.411	0.0312	0.3914	0.4176
$\rho_f^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.375	0.0082	0.3717	0.3822
$\rho_h^b$	beta	0.500	0.2000	0.603	0.1619	0.4408	0.7608
$\rho_f^b$	beta	0.500	0.2000	0.358	0.0817	0.2778	0.4317
$\rho_h^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.596	0.0116	0.5830	0.6070
$\rho_f^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.521	0.0382	0.4787	0.5577
$\rho_{hf}^{sc}$	beta	0.500	0.2000	0.545	0.0487	0.4978	0.5986
$\mu_c^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.462	0.0413	0.4151	0.4961
$\mu_p^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.368	0.0555	0.3444	0.4115
$\mu_c^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.472	0.1417	0.3418	0.6129
$\mu_p^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.520	0.0349	0.4854	0.5538

TABLE A.3 – Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)

	modèle RANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^a$	invg	0.100	2.0000	0.707	0.0077	0.7000	0.7139
$\eta_f^a$	invg	0.100	2.0000	0.856	0.0231	0.8331	0.8801
$\eta_h^g$	invg	0.100	2.0000	0.795	0.0407	0.7541	0.8361
$\eta_f^g$	invg	0.100	2.0000	0.895	0.0072	0.8892	0.9032
$\eta_h^e$	invg	0.100	2.0000	0.049	0.0042	0.0476	0.0485
$\eta_f^e$	invg	0.100	2.0000	0.048	0.0106	0.0363	0.0581
$\eta_h^z$	invg	0.100	2.0000	0.041	0.0018	0.0400	0.0428

(Continued on next page)

TABLE A.4 – (continued)

	modèle RANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_f^z$	invg	0.100	2.0000	0.050	0.0015	0.0487	0.0513
$\eta_h^i$	invg	0.100	2.0000	0.893	0.0320	0.8614	0.9257
$\eta_f^i$	invg	0.100	2.0000	0.897	0.0366	0.8605	0.9336
$\eta_h^w$	invg	0.100	2.0000	0.041	0.0067	0.0359	0.0477
$\eta_f^w$	invg	0.100	2.0000	0.054	0.0172	0.0373	0.0689
$\eta_h^p$	invg	0.100	2.0000	0.044	0.0068	0.0375	0.0516
$\eta_f^p$	invg	0.100	2.0000	0.047	0.0012	0.0456	0.0469
$\eta_h^b$	invg	0.100	2.0000	0.052	0.0025	0.0515	0.0515
$\eta_f^b$	invg	0.100	2.0000	0.056	0.0102	0.0446	0.0656
$\eta_h^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.043	0.0020	0.0411	0.0452
$\eta_f^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.053	0.0070	0.0475	0.0573
$\eta_{hf}^s$	invg	0.100	2.0000	0.051	0.0054	0.0455	0.0567

## A.6.2 Estimation des paramètres modèle HANK

TABLE A.5 – Results from Metropolis-Hastings (parameters)

	modèle HANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\lambda_c^h$	norm	0.330	0.1500	0.423	0.1536	0.2973	0.6708
$\lambda_p^h$	norm	0.330	0.1500	0.332	0.0422	0.2835	0.3950
$\gamma_c^h$	norm	0.500	0.1500	0.418	0.0880	0.2870	0.5348
$\gamma_p^h$	norm	0.500	0.1500	0.577	0.1012	0.4517	0.7694
$\phi_c$	norm	1.500	0.3750	1.413	0.1491	1.2343	1.6010

(Continued on next page)

TABLE A.6 – (continued)

	modèle HANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\phi_p$	norm	1.500	0.3750	1.336	0.3811	0.7288	1.6268
$\sigma_c$	norm	1.000	0.3750	0.975	0.2971	0.6128	1.5818
$\sigma_p$	norm	1.000	0.3750	0.380	0.3411	0.0660	0.7972
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	0.890	0.0587	0.8386	0.9955
$\eta_p$	norm	1.000	0.3750	0.918	0.3160	0.4437	1.2032
$\eta_c^y$	norm	1.000	0.3750	0.821	0.1071	0.6655	1.0303
$\eta_p^y$	norm	1.000	0.3750	0.957	0.2681	0.5260	1.2541
$\iota_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.426	0.0934	0.2349	0.4916
$\iota_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.502	0.1240	0.3244	0.6019
$\iota_c^{pd}$	beta	0.500	0.1500	0.387	0.0992	0.2272	0.5737
$\iota_p^{pd}$	beta	0.500	0.1500	0.514	0.0685	0.4073	0.6242
$\xi_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.641	0.0660	0.5474	0.7300
$\xi_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.599	0.0432	0.5065	0.6507
$\xi_c^c$	beta	0.500	0.1500	0.538	0.0795	0.4521	0.6058
$\xi_p^p$	beta	0.500	0.1500	0.523	0.1026	0.3989	0.6345
$\varphi_c$	norm	1.000	0.3750	0.993	0.2028	0.7681	1.2282
$\varphi_p$	norm	1.000	0.3750	0.890	0.1405	0.6619	1.1165
$\alpha_c$	norm	0.250	0.1950	0.310	0.0929	0.2287	0.4134
$\alpha_p$	norm	0.250	0.1950	0.374	0.0803	0.2959	0.5083
$\alpha_c^y$	norm	0.250	0.1950	0.314	0.1183	0.2271	0.4897
$\alpha_p^y$	norm	0.250	0.1950	0.309	0.0462	0.2649	0.4121
$\beta_c^x$	norm	0.250	0.1950	0.182	0.1166	0.0900	0.3839
$\beta_p^x$	norm	0.250	0.1950	0.235	0.0983	0.1244	0.4282
$\theta_c^w$	norm	3.800	1.0000	3.587	0.6255	2.9017	4.9743
$\theta_p^w$	norm	3.800	1.0000	3.530	0.5354	3.1692	4.5777
$\theta_c^p$	norm	3.800	1.0000	4.258	0.3999	4.0032	5.2000

(Continued on next page)

TABLE A.6 – (continued)

	modèle HANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\theta_p^p$	norm	3.800	1.0000	3.802	0.2793	3.2522	4.1045
$\rho_h^{ih}$	beta	0.500	0.2000	0.319	0.1058	0.0813	0.3563
$\rho_f^{if}$	beta	0.500	0.2000	0.222	0.0817	0.1011	0.3481
$\phi_\pi^c$	gamm	1.500	0.1250	1.515	0.0836	1.3265	1.6020
$\phi_\pi^p$	gamm	1.500	0.1250	1.519	0.0394	1.4432	1.5606
$\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.094	0.0227	0.0450	0.1110
$\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.138	0.0483	0.0919	0.2024
$d\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.098	0.0196	0.0816	0.1284
$d\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.080	0.0254	0.0574	0.1161
$\rho_h^a$	beta	0.500	0.2000	0.304	0.0498	0.2206	0.3915
$\rho_f^a$	beta	0.500	0.2000	0.745	0.0354	0.7142	0.8058
$\rho_h^z$	beta	0.500	0.2000	0.679	0.0461	0.6421	0.7477
$\rho_f^z$	beta	0.500	0.2000	0.611	0.0276	0.5535	0.6283
$\rho_h^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.191	0.0344	0.1238	0.2468
$\rho_f^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.086	0.0772	0.0235	0.1951
$\rho_h^e$	beta	0.500	0.2000	0.519	0.1388	0.2732	0.6070
$\rho_f^e$	beta	0.500	0.2000	0.521	0.1101	0.3246	0.6214
$\rho_h^z$	beta	0.500	0.2000	0.487	0.0998	0.2818	0.6137
$\rho_f^z$	beta	0.500	0.2000	0.538	0.0835	0.4962	0.6973
$\rho_h^i$	beta	0.500	0.2000	0.415	0.0909	0.2518	0.5223
$\rho_f^i$	beta	0.500	0.2000	0.439	0.0702	0.2962	0.4861
$\rho_h^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.439	0.1215	0.2203	0.5581
$\rho_f^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.395	0.1095	0.2499	0.6134
$\rho_h^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.513	0.1613	0.2252	0.6499
$\rho_f^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.506	0.1095	0.4438	0.7486
$\rho_h^b$	beta	0.500	0.2000	0.493	0.1055	0.3863	0.6042

(Continued on next page)

TABLE A.6 – (continued)

	modèle HANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\rho_f^b$	beta	0.500	0.2000	0.569	0.1198	0.4367	0.7104
$\rho_h^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.502	0.1110	0.4059	0.6287
$\rho_f^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.414	0.0958	0.2188	0.5431
$\rho_{hf}^{sc}$	beta	0.500	0.2000	0.622	0.1801	0.3374	0.7802
$\mu_c^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.622	0.1471	0.4644	0.8210
$\mu_p^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.414	0.1505	0.2140	0.5831
$\mu_c^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.429	0.1686	0.1963	0.7503
$\mu_p^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.569	0.1911	0.4040	0.8624

TABLE A.7 – Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)

	modèle HANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^a$	invg	0.100	2.0000	0.690	0.0238	0.6402	0.7256
$\eta_f^a$	invg	0.100	2.0000	0.839	0.0268	0.7839	0.8650
$\eta_h^g$	invg	0.100	2.0000	0.814	0.0245	0.7662	0.8454
$\eta_f^g$	invg	0.100	2.0000	0.873	0.0232	0.8414	0.9121
$\eta_h^e$	invg	0.100	2.0000	0.080	0.0335	0.0477	0.1242
$\eta_f^e$	invg	0.100	2.0000	0.037	0.0053	0.0282	0.0451
$\eta_h^z$	invg	0.100	2.0000	0.049	0.0121	0.0375	0.0669
$\eta_f^z$	invg	0.100	2.0000	0.048	0.0084	0.0411	0.0657
$\eta_h^i$	invg	0.100	2.0000	0.857	0.0252	0.7924	0.8764
$\eta_f^i$	invg	0.100	2.0000	0.899	0.0334	0.8508	0.9289

(Continued on next page)

TABLE A.8 – (continued)

	modèle HANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^w$	invg	0.100	2.0000	0.043	0.0070	0.0355	0.0565
$\eta_f^w$	invg	0.100	2.0000	0.083	0.0381	0.0475	0.1337
$\eta_h^p$	invg	0.100	2.0000	0.085	0.0405	0.0455	0.1351
$\eta_f^p$	invg	0.100	2.0000	0.042	0.0124	0.0316	0.0623
$\eta_h^b$	invg	0.100	2.0000	0.067	0.0254	0.0428	0.0972
$\eta_f^b$	invg	0.100	2.0000	0.042	0.0116	0.0326	0.0581
$\eta_h^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.052	0.0076	0.0422	0.0679
$\eta_f^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.054	0.0179	0.0386	0.0788
$\eta_{hf}^s$	invg	0.100	2.0000	0.044	0.0059	0.0331	0.0516

### A.6.3 Estimation des paramètres modèle TANK

TABLE A.9 – Results from Metropolis-Hastings (parameters)

	modèle TANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\lambda_c^h$	norm	0.330	0.1500	0.357	0.0695	0.2832	0.4258
$\lambda_p^h$	norm	0.330	0.1500	0.293	0.0170	0.2838	0.2918
$\gamma_c^h$	norm	0.500	0.1500	0.419	0.0198	0.3977	0.4304
$\gamma_p^h$	norm	0.500	0.1500	0.521	0.1135	0.3947	0.6300
$\phi_c$	norm	1.500	0.3750	1.549	0.1372	1.4027	1.6832
$\phi_p$	norm	1.500	0.3750	1.459	0.0784	1.3690	1.5215
$\sigma_c$	norm	1.000	0.3750	1.104	0.0295	1.0961	1.1185
$\sigma_p$	norm	1.000	0.3750	0.506	0.1711	0.3245	0.6761

(Continued on next page)



TABLE A.10 – (continued)

	modèle TANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	0.811	0.0322	0.7949	0.8222
$\eta_p$	norm	1.000	0.3750	1.116	0.0244	1.1039	1.1153
$\eta_c^y$	norm	1.000	0.3750	0.990	0.1889	0.8245	1.2056
$\eta_p^y$	norm	1.000	0.3750	1.273	0.2050	1.0584	1.4772
$\iota_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.404	0.0995	0.3054	0.5093
$\iota_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.491	0.0892	0.4021	0.5793
$\iota_c^{pd}$	beta	0.500	0.1500	0.435	0.0607	0.3745	0.4951
$\iota_p^{pd}$	beta	0.500	0.1500	0.386	0.0295	0.3744	0.3876
$\xi_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.703	0.0730	0.6243	0.7752
$\xi_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.593	0.0571	0.5567	0.6010
$\xi_c^c$	beta	0.500	0.1500	0.524	0.0454	0.4788	0.5675
$\xi_p^p$	beta	0.500	0.1500	0.595	0.0320	0.5640	0.6294
$\varphi_c$	norm	1.000	0.3750	0.741	0.1133	0.6131	0.8386
$\varphi_p$	norm	1.000	0.3750	0.809	0.1564	0.6574	0.9504
$\alpha_c$	norm	0.250	0.1950	0.304	0.0784	0.2303	0.3819
$\alpha_p$	norm	0.250	0.1950	0.261	0.1779	0.0851	0.4523
$\alpha_c^y$	norm	0.250	0.1950	0.290	0.0169	0.2930	0.2945
$\alpha_p^y$	norm	0.250	0.1950	0.302	0.0509	0.2539	0.3614
$\beta_c^x$	norm	0.250	0.1950	0.228	0.0741	0.1765	0.3101
$\beta_p^x$	norm	0.250	0.1950	0.335	0.0378	0.3225	0.3633
$\theta_c^w$	norm	3.800	1.0000	3.706	0.2025	3.4995	3.8882
$\theta_p^w$	norm	3.800	1.0000	4.254	1.1336	3.0921	5.3856
$\theta_c^p$	norm	3.800	1.0000	4.305	0.3325	3.9642	4.6375
$\theta_p^p$	norm	3.800	1.0000	2.905	0.5047	2.3377	3.1907
$\rho_h^{ih}$	beta	0.500	0.2000	0.416	0.0359	0.3832	0.4557
$\rho_f^{if}$	beta	0.500	0.2000	0.310	0.0473	0.2701	0.3672

(Continued on next page)

TABLE A.10 – (continued)

	modèle TANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\phi_\pi^c$	gamm	1.500	0.1250	1.461	0.0287	1.4365	1.4827
$\phi_\pi^p$	gamm	1.500	0.1250	1.468	0.0256	1.4431	1.4927
$\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.102	0.0157	0.0853	0.1175
$\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.095	0.0071	0.0889	0.1006
$d\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.086	0.0040	0.0856	0.0879
$d\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.063	0.0102	0.0533	0.0733
$\rho_h^a$	beta	0.500	0.2000	0.382	0.0255	0.3642	0.4106
$\rho_f^a$	beta	0.500	0.2000	0.745	0.0235	0.7273	0.7716
$\rho_h^z$	beta	0.500	0.2000	0.662	0.0183	0.6461	0.6830
$\rho_f^z$	beta	0.500	0.2000	0.627	0.0199	0.6041	0.6455
$\rho_h^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.160	0.0225	0.1373	0.1814
$\rho_f^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.052	0.0120	0.0481	0.0603
$\rho_h^e$	beta	0.500	0.2000	0.578	0.0678	0.5073	0.6388
$\rho_f^e$	beta	0.500	0.2000	0.457	0.0305	0.4364	0.4625
$\rho_h^z$	beta	0.500	0.2000	0.354	0.0458	0.3380	0.3542
$\rho_f^z$	beta	0.500	0.2000	0.535	0.0513	0.4789	0.5837
$\rho_h^i$	beta	0.500	0.2000	0.331	0.0450	0.2840	0.3741
$\rho_f^i$	beta	0.500	0.2000	0.388	0.0612	0.3154	0.4423
$\rho_h^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.357	0.1109	0.2250	0.4470
$\rho_f^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.484	0.0341	0.4626	0.5230
$\rho_h^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.730	0.0595	0.6913	0.7999
$\rho_f^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.433	0.0372	0.4044	0.4492
$\rho_h^b$	beta	0.500	0.2000	0.449	0.0619	0.3810	0.4984
$\rho_f^b$	beta	0.500	0.2000	0.424	0.0477	0.3763	0.4735
$\rho_h^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.438	0.0433	0.4275	0.4637
$\rho_f^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.373	0.2481	0.0879	0.6100

(Continued on next page)

TABLE A.10 – (continued)

	modèle TANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\rho_{hf}^{sc}$	beta	0.500	0.2000	0.660	0.1145	0.5460	0.7756
$\mu_c^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.674	0.0130	0.6640	0.6831
$\mu_p^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.489	0.0902	0.3996	0.5842
$\mu_c^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.484	0.1561	0.3374	0.6364
$\mu_p^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.506	0.0400	0.4906	0.5382

TABLE A.11 – Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)

	modèle TANK						
	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^a$	invg	0.100	2.0000	0.680	0.0053	0.6792	0.6813
$\eta_f^a$	invg	0.100	2.0000	0.853	0.0435	0.8116	0.9035
$\eta_h^g$	invg	0.100	2.0000	0.789	0.0212	0.7689	0.8092
$\eta_f^g$	invg	0.100	2.0000	0.878	0.0200	0.8551	0.8959
$\eta_h^e$	invg	0.100	2.0000	0.054	0.0067	0.0480	0.0615
$\eta_f^e$	invg	0.100	2.0000	0.034	0.0009	0.0341	0.0342
$\eta_h^z$	invg	0.100	2.0000	0.041	0.0020	0.0396	0.0425
$\eta_f^z$	invg	0.100	2.0000	0.041	0.0035	0.0382	0.0443
$\eta_h^i$	invg	0.100	2.0000	0.881	0.0503	0.8256	0.9301
$\eta_f^i$	invg	0.100	2.0000	0.953	0.0196	0.9331	0.9730
$\eta_h^w$	invg	0.100	2.0000	0.048	0.0020	0.0479	0.0492
$\eta_f^w$	invg	0.100	2.0000	0.055	0.0129	0.0405	0.0674

(Continued on next page)

TABLE A.12 – (continued)

modèle TANK							
Prior				Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^p$	invg	0.100	2.0000	0.050	0.0104	0.0379	0.0597
$\eta_f^p$	invg	0.100	2.0000	0.031	0.0004	0.0302	0.0308
$\eta_h^b$	invg	0.100	2.0000	0.042	0.0093	0.0333	0.0524
$\eta_f^b$	invg	0.100	2.0000	0.038	0.0031	0.0351	0.0402
$\eta_h^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.053	0.0046	0.0482	0.0567
$\eta_f^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.059	0.0206	0.0374	0.0793
$\eta_{hf}^s$	invg	0.100	2.0000	0.053	0.0026	0.0511	0.0543

## A.7 Définitions des paramètres et des chocs

TABLE A.13 – Endogenous

Variable	$\mathcal{L}\mathcal{T}\mathcal{E}\mathcal{X}$	Description
z_h	$\varepsilon_h^z$	Choc de préférence ZE
z_f	$\varepsilon_f^z$	Choc de préférence USA
e_h	$\varepsilon_h^e$	Choc de productivité idiosyncrasique ZE
e_f	$\varepsilon_f^e$	Choc de productivité idiosyncrasique USA
a_h	$\varepsilon_h^a$	Choc de productivité ZE
a_f	$\varepsilon_f^a$	Choc de productivité USA
cr_h	$\varepsilon_h^i$	choc Taux d'intérêt ZE
cr_f	$\varepsilon_f^i$	choc Taux d'intérêt USA
wc_h	$\varepsilon_h^w$	choc des salaires ZE
wc_f	$\varepsilon_f^w$	choc des salaires USA
pdc_h	$\varepsilon_h^p$	choc des prix ZE
pdc_f	$\varepsilon_f^p$	choc des prix USA

Table A.13 – Continued

Variable	$\mathcal{L}\mathcal{T}\mathcal{E}\mathcal{X}$	Description
g_h	$\varepsilon_h^g$	Choc dépense publique ZE
g_f	$\varepsilon_f^g$	Choc dépense publique USA
yrm_f	$\varepsilon_f^{yrm}$	Choc importation USA
yrm_h	$\varepsilon_h^{yrm}$	Choc importation ZE
bc_h	$\varepsilon_h^{bc}$	Choc obligation ZE
bc_f	$\varepsilon_f^{bc}$	Choc obligation USA
sc	$\varepsilon_h^{sc}$	Choc PTI

TABLE A.14 – Exogenous

Variable	$\mathcal{L}\mathcal{T}\mathcal{E}\mathcal{X}$	Description
e_e_h	$\eta_h^e$	Choc de productivité idiosyncrasique ZE
e_e_f	$\eta_f^e$	Choc de productivité idiosyncrasique USA
e_a_h	$\eta_h^a$	Terme d erreur choc productivité ZE
e_a_f	$\eta_f^a$	Terme d erreur choc productivité USA
e_cr_h	$\eta_h^i$	Terme d erreur choc taux d'intérêt ZE
e_cr_f	$\eta_f^i$	Terme d erreur choc taux d'intérêt USA
e_wc_h	$\eta_h^w$	Terme d erreur choc salariale ZE
e_wc_f	$\eta_f^w$	Terme d erreur choc salariale USA
e_pdc_h	$\eta_h^p$	Terme d erreur Choc des prix ZE
e_pdc_f	$\eta_f^p$	Terme d erreur Choc des prix USA
e_g_h	$\eta_h^g$	Terme d erreur Choc de dépense publique ZE
e_g_f	$\eta_f^g$	Terme d erreur Choc de dépense publique USA
e_yrm_h	$\eta_h^{yrm}$	Terme d erreur Choc importation reste du monde ZE
e_yrm_f	$\eta_f^{yrm}$	Terme d erreur Choc importation reste du monde USA
e_bc_h	$\eta_h^b$	Terme d erreur Choc des obligations ZE
e_bc_f	$\eta_f^b$	Terme d erreur Choc des obligations USA
e_sc	$\eta_{hf}^s$	Terme d erreur Choc PTI
e_z_h	$\eta_h^z$	Terme d erreur Choc de préférence ZE

Table A.14 – Continued

Variable	$\LaTeX$	Description
e_z_f	$\eta_f^z$	Terme d erreur Choc de préférence USA

TABLE A.15 – Parameters

Variable	$\LaTeX$	Description
sigma_c	$\sigma_c$	Aversion pour le risque ZE
sigma_p	$\sigma_p$	Aversion pour le risque USA
betta_c	$\beta_c$	Facteur d escompte ZE
betta_p	$\beta_p$	Facteur d escompte USA
eta_c	$\eta_c$	Élasticité de substitution entre les biens ZE
eta_p	$\eta_p$	Élasticité de substitution entre les biens USA
etay_c	$\eta_c^y$	Élasticité de substitution entre les biens de production ZE
etay_p	$\eta_p^y$	Élasticité de substitution entre les biens de production USA
alphay_c	$\alpha_c^y$	part des biens étrangers dans la production ZE
alphay_p	$\alpha_p^y$	part des biens étrangers dans la production USA
betax_c	$\beta_c^x$	Part des biens importés du reste du monde ZE
betax_p	$\beta_p^x$	Part des biens importés du reste du monde USA
lambda_c	$\lambda_c^h$	Ménages contraints ZE
lambda_p	$\lambda_p^h$	Ménages contraints USA
gama_c	$\gamma_c^h$	Ecart de consommation ZE
gama_p	$\gamma_p^h$	Ecart de consommation USA
iotaw_c	$\iota_c^w$	part de l indexation de l inflation sur les salaires UE
iotaw_p	$\iota_p^w$	part de l indexation de l inflation sur les salaires USA
muwc_c	$\mu_c^{wc}$	part de l indexation de l inflation sur les salaires UE
muwc_p	$\mu_p^{wc}$	part de l indexation de l inflation sur les salaires USA
iotap_c	$\iota_c^{pd}$	part de l indexation de l inflation sur les prix domes UE
iotap_p	$\iota_p^{pd}$	part de l indexation de l inflation sur les pris domest USA
mupdc_c	$\mu_c^{pdc}$	part de l indexation de l inflation sur les prix domes USA
mupdc_p	$\mu_p^{pdc}$	part de l indexation de l inflation sur les prix domes USA

Table A.15 – Continued

Variable	$\LaTeX$	Description
varphi_c	$\varphi_c$	elasticite de l offre de travail UE
varphi_p	$\varphi_p$	elasticite de l offre de travail USA
theta_c	$\theta_c$	Elasticite de production entre les biens UE
theta_p	$\theta_p$	Elasticite de production entre les biens USA
xiw_c	$\xi_c^w$	probabilite de ne pas fixer les salaires optimale UE
xiw_p	$\xi_p^w$	probabilite de ne pas fixer les salaires optimale USA
xip_c	$\xi_c^c$	probabilite de ne pas fixer les prix optimale UE
xip_p	$\xi_p^c$	probabilite de ne pas fixer les prix optimale USA
alpha_c	$\alpha_c$	Taux d ouverture sur l exterieur UE
alpha_p	$\alpha_p$	Taux d ouverture sur l exterieur USA
delta_c	$\delta_c$	part des actifs illiquides sur les actifs liquides UE
delta_p	$\delta_p$	part des actifs illiquides sur les actifs liquides USA
thetaw_c	$\theta_c^w$	Elasticite de substitution entre les salaires et les heures de travail UE
thetaw_p	$\theta_p^w$	Elasticite de substitution entre les salaires et les heures de travail USA
thetap_c	$\theta_c^p$	Elasticite de de substitution entre la production et les prix UE
thetap_p	$\theta_p^p$	Elasticite de de substitution entre la production et les prix USA
phi_c	$\phi_c$	Inverse de la demande agrege logique UE
phi_p	$\phi_p$	Inverse de la demande agrege logique USA
phipic_p	$\phi_\pi^p$	coeficient de l inflation sur la regle de taylor USA
phiy_p	$\phi_y^p$	coeficient de la production sur la regle de taylor USA
dphiy_p	$d\phi_y^p$	Coefficient de la variation de l ecart de prod sur la regle de taylor USA
phipic_c	$\phi_\pi^c$	coeficient de l inflation sur la regle de taylor ZE
phiy_c	$\phi_y^c$	coeficient de la production sur la regle de taylor ZE
dphiy_c	$d\phi_y^c$	Coefficient de la variation de l ecart de prod sur la regle de taylor ZE
rho_z_h	$\rho_h^z$	Autocorrelation preference ZE
rho_z_f	$\rho_f^z$	Autocorrelation preference USA
rho_e_h	$\rho_h^e$	Autocorrelation productivite idiosyncrasie ZE
rho_e_f	$\rho_f^e$	Autocorrelation productivite idiosyncrasie USA
rho_a_h	$\rho_h^a$	Autocorrelation production ZE
rho_a_f	$\rho_f^a$	Autocorrelation production USA

Table A.15 – Continued

Variable	$\LaTeX$	Description
rho_cr_h	$\rho_h^i$	Autocorrelation taux d interet ZE
rho_cr_f	$\rho_f^i$	Autocorrelation taux d interet USA
rho_i_h	$\rho_h^{ih}$	Autocorrelation regle taylor ZE
rho_i_f	$\rho_f^{if}$	Autocorrelation regle taylor USA
rho_wc_h	$\rho_h^{wc}$	Autocorrelation choc stochastique sur les salaires ZE
rho_wc_f	$\rho_f^{wc}$	Autocorrelation choc stochastique sur les salaires USA
rho_pdc_h	$\rho_h^{pdc}$	Autocorrelation choc stochastique sur les prix domestiques ZE
rho_pdc_f	$\rho_f^{pdc}$	Autocorrelation choc stochastique sur les prix domestiques USA
rho_g_h	$\rho_h^z$	Autocorrelation depense publique ZE
rho_g_f	$\rho_f^z$	Autocorrelation depense publique USA
rho_yrm_h	$\rho_h^{yrm}$	Autocorrelation biens importé reste du monde ZE
rho_yrm_f	$\rho_f^{yrm}$	Autocorrelation biens importé reste du monde USA
rho_bc_h	$\rho_h^b$	Autocorrelation des obligations ZE
rho_bc_f	$\rho_f^b$	Autocorrelation des obligations USA
rho_ag_h	$\rho_h^{ag}$	Autocorrelation depense publique sur la production ZE
rho_ag_f	$\rho_f^{ag}$	Autocorrelation depense publique sur la production USA
rho_sc	$\rho_{hf}^{sc}$	Autocorrelation PTI



## Annexe B

# Équation d'Euler à partir des fonctions de valeurs

D'après le théorème de l'enveloppe les conditions de premier ordre du lagrangien donne :

$$\frac{\partial W_t}{\partial w_{t+1}} = 0 \implies -(1 - \lambda)v_t U'(C_t^S) + \beta E_t W'_{t+1} = 0$$

avec  $W_t$  la fonction de valeur. Or

$$\begin{aligned} W'_t &= \frac{\partial W_t}{\partial w_t} \\ \implies W'_t &= (1 - \lambda)(v_t + D_t)U'(C_t^S) \\ \implies W'_{t+1} &= (1 - \lambda)(v_{t+1} + D_{t+1})U'(C_{t+1}^S) \end{aligned}$$

ainsi on a :

$$U'(C_t^S) \geq \beta E_t \left\{ \frac{v_{t+1} + D_{t+1}}{v_t} U'(C_{t+1}^S) \right\} \quad (\text{B.1})$$

de manière analogue en fonction des différents arguments de la fonction de valeur on a les équations ci-dessous :

$$U'(C_t^S) \geq \beta E_t \left\{ \frac{q_{t+1} + r_{t+1}}{q_t} U'(C_{t+1}^S) \right\} \quad (\text{B.2})$$

Partant des hypothèses suivantes sur les obligations des ménages non contraints  $B_t^S = sZ_t^S + (1 - s)Z_t^H$  et des ménages contraints  $B_t^H = (1 - h)Z_t^S + hZ_t^H$  on a :

$$U'(C_t^S) \geq \beta E_t \left\{ \frac{1 + i_t}{\pi_{t+1}} \left[ sU'(C_{t+1}^S) + (1 - s)U'(C_{t+1}^H) \right] \right\} \quad (\text{B.3})$$

$$U'(C_t^H) \geq \beta E_t \left\{ \frac{1 + i_t}{\pi_{t+1}} \left[ (1 - h)U'(C_{t+1}^S) + hU'(C_{t+1}^H) \right] \right\} \quad (\text{B.4})$$

## B.1 Déterminons l'équation d'Euler

Partant de l'hypothèse que la consommation et le revenu des ménages contraints est fonction du salaire horaire, du nombre d'heures de travail et les transferts ou les taxes on a :

$$C_t^H = Y_t^H = W_t N_t^H D_t^{\frac{\tau^D}{\lambda}} \quad (\text{B.5})$$

or en posant comme hypothèse que l'utilité de la consommation du ménages  $j$  est fonction de son salaire horaire et de l'utilité du nombres d'heures de travail c'est à dire  $U_c^j(c_t^j) = W_t U_n^j(n_t^j)$ , on a :

$$(C_t^j)^{-\frac{1}{\sigma}} = (W_t N_t^j)^{-\varphi}$$

or

$$\begin{aligned} D_t &= W_t \\ \Leftrightarrow C_t^H &= W_t \left( (C_t^H)^{\frac{1}{\sigma}} W_t \right)^{\frac{1}{\varphi}} \left( W_t \right)^{-\frac{\tau^D}{\lambda}} \end{aligned}$$

et

$$W_t = C_t^{\varphi - \sigma^{-1}}$$

ainsi on a

$$\begin{aligned} \left( C_t^H \right)^{1 - \frac{\sigma^{-1}}{\varphi}} &= \left( C_t^{\frac{\varphi+1}{\varphi} - \frac{\tau^D}{\lambda}} \right)^{\varphi - \sigma^{-1}} \\ \Rightarrow C_t^H &= C_t^{1 + \varphi \left( 1 - \frac{\tau^D}{\lambda} \right)} \\ \Rightarrow C_t^H &= C_t^{\chi} \end{aligned} \quad (\text{B.6})$$

avec  $\chi = 1 + \varphi \left( 1 - \frac{\tau^D}{\lambda} \right)$

Suivant la même procédure on démontre que :

$$C_t^H = C_t^{\frac{1-\lambda\chi}{1-\lambda}} \quad (\text{B.7})$$

## B.2 L'écart de consommation entre les deux groupes de ménages

Posons  $\Gamma_t \equiv \frac{Y_t^S}{Y_t^H}$  l'écart de consommation entre les ménages, ainsi on a :

$$\Gamma_t = \frac{Y_t^{\frac{1-\lambda\chi}{1-\lambda}}}{Y_t^{\chi}}$$

$$\begin{aligned} \implies \Gamma_t &= Y_t \frac{1-\lambda\chi-\chi+\lambda\chi}{1-\lambda} \\ \Gamma_t &= Y_t \frac{1-\chi}{1-\lambda} \end{aligned} \quad (\text{B.8})$$

### B.3 Liquidité et inégalité

la liquidité des ménages est constituée des obligations et du capital des deux groupes de ménages. Concernant les actifs liquides et illiquides on a :

$$B_{t+1} = (1 + r_t)B_t - T_t$$

à l'équilibre les obligations sont égales à la rémunération de ces derniers en proportion de la part des ménages qui constituent chaque groupe. Ainsi on a :

$$B_{t+1} = \lambda Z_{t+1}^H + (1 - \lambda)Z_{t+1}^S$$

la contrainte des ménages contraints est donnée par :

$$C_t^H + Z_{t+1}^H = Y_t^H + r_t B_t^H$$

on sait également que  $Z_{t+1}^H = 0$  les actifs liquides et illiquides donnent :

$$B_{t+1} = (1 - \lambda)Z_{t+1}^S$$

sachant que  $B_{t+1}^H = (1 - h)Z_{t+1}^S$  on a :

$$B_{t+1}^H = \frac{1 - s}{\lambda} B_{t+1}$$

suivant la même procédure on montre que :

$$B_{t+1}^S = \frac{s}{1 - \lambda} B_{t+1}$$

Ainsi, la contrainte de la liquidité est donnée par :

$$C_t^H = \hat{Y}_t^H + (1 + r_t) \frac{1 - s}{\lambda} B_t \quad (\text{B.9})$$

pour les ménages contraints et par :

$$C_t^S + \frac{1}{1 - \lambda} B_{t+1} + \frac{s}{1 - \lambda} K_{t+1} = \hat{Y}_t^S + \frac{s}{1 - \lambda} (1 + r_t) B_t \quad (\text{B.10})$$

pour les ménages non contraints. Avec  $\hat{Y}_t^j \equiv \frac{Y_t^j}{T_j}$ .

Étant donné que  $\hat{Y}_t^S = \hat{Y}_t^{\frac{1-\chi\lambda}{1-\lambda}}$ ,  $\hat{Y}_t^H = \hat{Y}_t^\chi$ ,  $C_t^H = C_t^\chi$  et  $C_t^S = C_t^{\frac{1-\chi\lambda}{1-\lambda}}$  les contraintes de liquidités donnent :

$$C_t^\chi = \hat{Y}_t^\chi + (1+r_t)\frac{1-s}{\lambda}B_t \quad (\text{B.11})$$

pour les ménages contraints et par :

$$C_t^{\frac{1-\chi\lambda}{1-\lambda}} + \frac{1}{1-\lambda}B_{t+1} = \hat{Y}_t^{\frac{1-\chi\lambda}{1-\lambda}} + \frac{s}{1-\lambda}(1+r_t)B_t \quad (\text{B.12})$$

pour les ménages non contraints

## B.4 Estimations des paramètres modèles RANK et THANK

### B.4.1 Estimations des paramètres modèle RANK

TABLE B.1 – Results from Metropolis-Hastings (parameters)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\sigma_c$	norm	1.000	0.3750	0.668	0.2264	0.3724	0.9785
$\sigma_p$	norm	1.000	0.3750	1.065	0.3463	0.6352	1.6425
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	0.751	0.2515	0.4045	1.0873
$\eta_p$	norm	1.000	0.3750	0.881	0.2045	0.5445	1.1204
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	1.050	0.3554	0.4397	1.4777
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	0.969	0.2833	0.6641	1.4022
$\iota_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.462	0.1028	0.3515	0.6626
$\iota_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.447	0.0931	0.3028	0.5610
$\xi_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.351	0.0853	0.2476	0.5005
$\xi_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.500	0.2013	0.2402	0.8001
$\xi_c^c$	beta	0.500	0.1500	0.476	0.0786	0.3990	0.6260
$\xi_p^p$	beta	0.500	0.1500	0.562	0.1013	0.4429	0.7379

(Continued on next page)

TABLE B.2 – (continued)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\varphi_c$	norm	1.000	0.3750	0.915	0.1366	0.8096	1.2169
$\varphi_p$	norm	1.000	0.3750	1.073	0.2350	0.8236	1.5489
$\eta_c$	norm	0.500	0.3750	0.340	0.2499	-0.0266	0.6140
$\eta_c$	norm	0.500	0.3750	0.373	0.2593	0.0445	0.8090
$\alpha_c$	norm	0.250	0.1950	0.273	0.1722	-0.0388	0.4614
$\alpha_p$	norm	0.250	0.1950	-0.001	0.1405	-0.2505	0.1222
$\eta_c$	norm	0.250	0.1950	0.238	0.1543	-0.0415	0.4236
$\eta_c$	norm	0.250	0.1950	0.353	0.1311	0.1913	0.6075
$\theta_c^w$	norm	3.800	1.0000	4.323	0.8262	3.3396	5.6124
$\theta_p^w$	norm	3.800	1.0000	3.312	0.7358	2.1273	4.1642
$\theta_c^p$	norm	3.800	1.0000	3.156	0.4644	2.5254	3.7867
$\theta_p^p$	norm	3.800	1.0000	4.145	1.0832	2.6043	5.4713
$\rho_h^{ih}$	beta	0.500	0.2000	0.311	0.0998	0.1728	0.4889
$\rho_f^{if}$	beta	0.500	0.2000	0.393	0.1275	0.2253	0.5746
$\phi_\pi^c$	gamm	1.500	0.1250	1.539	0.0706	1.4001	1.6155
$\phi_\pi^p$	gamm	1.500	0.1250	1.511	0.0716	1.4019	1.6215
$\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.114	0.0203	0.0831	0.1428
$\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.108	0.0264	0.0675	0.1371
$d\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.073	0.0256	0.0462	0.1122
$d\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.073	0.0230	0.0349	0.1010
$\rho_h^a$	beta	0.500	0.2000	0.755	0.0399	0.7074	0.8068
$\rho_f^a$	beta	0.500	0.2000	0.336	0.0609	0.2524	0.4091
$\rho_h^g$	beta	0.500	0.2000	0.749	0.0449	0.6832	0.8040
$\rho_f^g$	beta	0.500	0.2000	0.587	0.0236	0.5557	0.6208
$\rho_h^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.133	0.0361	0.0889	0.1875
$\rho_f^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.130	0.0439	0.0417	0.1697
$\rho_h^b$	beta	0.500	0.2000	0.436	0.1348	0.2178	0.5870

(Continued on next page)

TABLE B.2 – (continued)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\rho_f^b$	beta	0.500	0.2000	0.460	0.1363	0.1632	0.6104
$\rho_h^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.433	0.2543	0.1971	0.9008
$\rho_f^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.516	0.1647	0.2564	0.7250
$\rho_h^i$	beta	0.500	0.2000	0.412	0.0751	0.2754	0.4985
$\rho_f^i$	beta	0.500	0.2000	0.223	0.1280	0.0822	0.4552
$\rho_h^w$	beta	0.500	0.2000	0.556	0.1832	0.2804	0.8383
$\rho_f^w$	beta	0.500	0.2000	0.540	0.1427	0.3401	0.7540
$\rho_h^p$	beta	0.500	0.2000	0.344	0.1904	0.0724	0.5544
$\rho_f^p$	beta	0.500	0.2000	0.483	0.2212	0.1768	0.8426
$\rho_h^z$	beta	0.500	0.2000	0.581	0.1136	0.4564	0.7553
$\rho_f^z$	beta	0.500	0.2000	0.546	0.1648	0.2553	0.7296
$\rho_{hf}^{sc}$	beta	0.500	0.2000	0.437	0.1642	0.1709	0.6571
$\mu_c^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.406	0.1506	0.2059	0.5764
$\mu_p^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.484	0.1586	0.2107	0.6893
$\mu_c^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.466	0.1688	0.2294	0.7306
$\mu_p^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.511	0.1508	0.2825	0.7294

TABLE B.3 – Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^a$	invg	0.100	2.0000	0.814	0.0475	0.7470	0.8881
$\eta_f^a$	invg	0.100	2.0000	0.702	0.0348	0.6214	0.7424
$\eta_h^g$	invg	0.100	2.0000	0.808	0.0236	0.7722	0.8399
$\eta_f^g$	invg	0.100	2.0000	0.856	0.0510	0.7906	0.9143

(Continued on next page)

TABLE B.4 – (continued)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^z$	invg	0.100	2.0000	0.068	0.0311	0.0323	0.1155
$\eta_f^z$	invg	0.100	2.0000	0.082	0.0352	0.0451	0.1392
$\eta_h^i$	invg	0.100	2.0000	0.843	0.0262	0.8017	0.8781
$\eta_f^i$	invg	0.100	2.0000	0.853	0.0319	0.8098	0.8871
$\eta_h^w$	invg	0.100	2.0000	0.058	0.0082	0.0462	0.0744
$\eta_f^w$	invg	0.100	2.0000	0.053	0.0129	0.0359	0.0709
$\eta_h^p$	invg	0.100	2.0000	0.088	0.0294	0.0527	0.1317
$\eta_f^p$	invg	0.100	2.0000	0.060	0.0113	0.0451	0.0778
$\eta_h^b$	invg	0.100	2.0000	0.066	0.0243	0.0290	0.0983
$\eta_f^b$	invg	0.100	2.0000	0.043	0.0075	0.0332	0.0560
$\eta_h^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.075	0.0388	0.0391	0.1414
$\eta_f^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.057	0.0158	0.0353	0.0751
$\eta_{hf}^s$	invg	0.100	2.0000	0.045	0.0108	0.0265	0.0570

## B.4.2 Estimations des paramètres modèle THANK

TABLE B.5 – Results from Metropolis-Hastings (parameters)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\lambda_c$	norm	0.330	0.1500	0.320	0.0842	0.2223	0.4539
$\lambda_p$	norm	0.330	0.1500	0.294	0.0935	0.1439	0.4478
$\sigma_c$	norm	1.000	0.3750	0.850	0.3481	0.4458	1.3830
$\sigma_p$	norm	1.000	0.3750	1.025	0.1487	0.8853	1.2654
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	1.045	0.2414	0.7578	1.4222

(Continued on next page)

TABLE B.6 – (continued)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_p$	norm	1.000	0.3750	0.986	0.3433	0.3060	1.3450
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	1.124	0.2301	0.7744	1.4053
$\eta_c$	norm	1.000	0.3750	1.066	0.2482	0.6295	1.4572
$\iota_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.527	0.1329	0.3698	0.6839
$\iota_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.493	0.1193	0.3236	0.6526
$\xi_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.450	0.1145	0.2529	0.6009
$\xi_p^w$	beta	0.500	0.1500	0.579	0.0906	0.4341	0.6865
$\xi_c^c$	beta	0.500	0.1500	0.387	0.1337	0.2157	0.6009
$\xi_p^p$	beta	0.500	0.1500	0.473	0.1285	0.2963	0.6440
$\eta_c$	norm	0.250	0.1950	0.225	0.1229	0.0571	0.4550
$\eta_c$	norm	0.250	0.1950	0.321	0.1305	0.1614	0.5299
$\alpha_c$	norm	0.250	0.1950	0.399	0.1062	0.2506	0.5530
$\alpha_p$	norm	0.250	0.1950	0.174	0.1144	-0.0511	0.2839
$\eta_c$	norm	0.500	0.3750	0.488	0.2227	0.2223	0.8215
$\eta_c$	norm	0.500	0.3750	-0.009	0.4142	-0.7107	0.4201
$\theta_c^w$	norm	3.800	1.0000	3.433	0.7828	2.0675	4.2737
$\theta_p^w$	norm	3.800	1.0000	3.196	1.0853	1.2370	4.7410
$\theta_c^p$	norm	3.800	1.0000	3.857	0.5426	3.1589	4.4109
$\theta_p^p$	norm	3.800	1.0000	4.012	0.6432	3.1865	5.3775
$\rho_h^{ih}$	beta	0.500	0.2000	0.285	0.1015	0.1220	0.4237
$\rho_f^{if}$	beta	0.500	0.2000	0.482	0.1098	0.3092	0.5857
$\phi_\pi^c$	gamm	1.500	0.1250	1.540	0.1480	1.3098	1.7045
$\phi_\pi^p$	gamm	1.500	0.1250	1.445	0.0541	1.3780	1.5120
$\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.099	0.0278	0.0751	0.1593
$\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.107	0.0263	0.0808	0.1600
$d\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.096	0.0215	0.0800	0.1370
$d\phi_y^p$	gamm	0.120	0.0500	0.092	0.0200	0.0581	0.1123

(Continued on next page)



TABLE B.6 – (continued)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\rho_h^a$	beta	0.500	0.2000	0.772	0.0312	0.7358	0.8154
$\rho_f^a$	beta	0.500	0.2000	0.313	0.0728	0.1861	0.4127
$\rho_h^g$	beta	0.500	0.2000	0.709	0.0489	0.6586	0.7901
$\rho_f^g$	beta	0.500	0.2000	0.660	0.0408	0.5933	0.7141
$\rho_h^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.169	0.0427	0.1118	0.2201
$\rho_f^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.170	0.0875	0.0467	0.3216
$\rho_h^b$	beta	0.500	0.2000	0.530	0.1901	0.1653	0.7348
$\rho_f^b$	beta	0.500	0.2000	0.575	0.1824	0.2516	0.8208
$\rho_h^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.608	0.1328	0.3191	0.7496
$\rho_f^{yrm}$	beta	0.500	0.2000	0.690	0.1518	0.5257	0.9509
$\rho_h^i$	beta	0.500	0.2000	0.432	0.1296	0.2823	0.6384
$\rho_f^i$	beta	0.500	0.2000	0.203	0.1089	0.0372	0.3343
$\rho_h^w$	beta	0.500	0.2000	0.572	0.1732	0.3535	0.8336
$\rho_f^w$	beta	0.500	0.2000	0.651	0.1655	0.3246	0.8258
$\rho_h^p$	beta	0.500	0.2000	0.599	0.1301	0.3363	0.7400
$\rho_f^p$	beta	0.500	0.2000	0.383	0.1784	0.1389	0.6044
$\rho_h^z$	beta	0.500	0.2000	0.403	0.1141	0.1918	0.5287
$\rho_f^z$	beta	0.500	0.2000	0.524	0.1528	0.2740	0.7245
$\rho_{hf}^{sc}$	beta	0.500	0.2000	0.465	0.1986	0.1244	0.7087
$\mu_c^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.498	0.1575	0.2623	0.7917
$\mu_p^{pdc}$	beta	0.500	0.2000	0.520	0.1549	0.3713	0.8177
$\mu_c^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.367	0.1508	0.1223	0.5611
$\mu_p^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.518	0.1962	0.2275	0.7784

TABLE B.7 – Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^a$	invg	0.100	2.0000	0.842	0.0425	0.7974	0.9083
$\eta_f^a$	invg	0.100	2.0000	0.709	0.0313	0.6449	0.7480
$\eta_h^g$	invg	0.100	2.0000	0.803	0.0318	0.7600	0.8460
$\eta_f^g$	invg	0.100	2.0000	0.845	0.0334	0.7930	0.8897
$\eta_h^z$	invg	0.100	2.0000	0.044	0.0102	0.0275	0.0569
$\eta_f^z$	invg	0.100	2.0000	0.043	0.0096	0.0318	0.0585
$\eta_h^i$	invg	0.100	2.0000	0.826	0.0420	0.7542	0.8869
$\eta_f^i$	invg	0.100	2.0000	0.845	0.0523	0.7847	0.9244
$\eta_h^w$	invg	0.100	2.0000	0.076	0.0195	0.0468	0.1009
$\eta_f^w$	invg	0.100	2.0000	0.052	0.0146	0.0270	0.0725
$\eta_h^p$	invg	0.100	2.0000	0.049	0.0087	0.0364	0.0627
$\eta_f^p$	invg	0.100	2.0000	0.051	0.0150	0.0289	0.0674
$\eta_h^b$	invg	0.100	2.0000	0.053	0.0173	0.0318	0.0804
$\eta_f^b$	invg	0.100	2.0000	0.049	0.0149	0.0278	0.0705
$\eta_h^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.039	0.0138	0.0210	0.0527
$\eta_f^{yrm}$	invg	0.100	2.0000	0.047	0.0063	0.0387	0.0545
$\eta_{hf}^s$	invg	0.100	2.0000	0.061	0.0062	0.0536	0.0722

## B.5 Définitions des chocs et paramètres

TABLE B.9 – Endogenous

Variable	L <sup>A</sup> T <sub>E</sub> X	Description
a_h	$\varepsilon_h^a$	Choc de productivite ZE
a_f	$\varepsilon_f^a$	Choc de productivite USA
cr_h	$\varepsilon_h^i$	Choc de taux d intérêt ZE

Table B.9 – Continued

Variable	$\LaTeX$	Description
cr_f	$\varepsilon_f^i$	Choc de taux d'intérêt USA
wc_h	$\varepsilon_h^w$	Choc salariale ZE
wc_f	$\varepsilon_f^w$	Choc salariale USA
pdc_h	$\varepsilon_h^p$	Choc des prix ZE
pdc_f	$\varepsilon_f^p$	Choc des prix USA
g_h	$\varepsilon_h^g$	Choc de dépense publique ZE
g_f	$\varepsilon_f^g$	Choc de dépense publique USA
yrm_h	$\varepsilon_h^{yrm}$	Choc importation reste du monde ZE
yrm_f	$\varepsilon_f^{yrm}$	Choc importation reste du monde USA
bc_h	$\varepsilon_h^b$	Choc des obligations ZE
bc_f	$\varepsilon_f^b$	Choc des obligations USA
sc	$\varepsilon_{hf}^s$	Choc PTI
z_h	$\varepsilon_h^z$	Choc de préférence ZE
z_f	$\varepsilon_f^z$	Choc de préférence USA

TABLE B.10 – Exogenous

Variable	$\LaTeX$	Description
e_a_h	$\eta_h^a$	Terme d'erreur choc productivité ZE
e_a_f	$\eta_f^a$	Terme d'erreur choc productivité USA
e_cr_h	$\eta_h^i$	Terme d'erreur choc taux d'intérêt ZE
e_cr_f	$\eta_f^i$	Terme d'erreur choc taux d'intérêt USA
e_wc_h	$\eta_h^w$	Terme d'erreur choc salariale ZE
e_wc_f	$\eta_f^w$	Terme d'erreur choc salariale USA
e_pdc_h	$\eta_h^p$	Terme d'erreur Choc des prix ZE
e_pdc_f	$\eta_f^p$	Terme d'erreur Choc des prix USA
e_g_h	$\eta_h^g$	Terme d'erreur Choc de dépense publique ZE
e_g_f	$\eta_f^g$	Terme d'erreur Choc de dépense publique USA
e_yrm_h	$\eta_h^{yrm}$	Terme d'erreur Choc importation reste du monde ZE

Table B.10 – Continued

Variable	$\LaTeX$	Description
e_yrm_f	$\eta_f^{ym}$	Terme d erreur Choc importation reste du monde USA
e_bc_h	$\eta_h^b$	Terme d erreur Choc des obligations ZE
e_bc_f	$\eta_f^b$	Terme d erreur Choc des obligations USA
e_sc	$\eta_{hf}^s$	Terme d erreur Choc PTI
e_z_h	$\eta_h^z$	Terme d erreur Choc de preference ZE
e_z_f	$\eta_f^z$	Terme d erreur Choc de preference USA

TABLE B.11 – Parameters

Variable	$\LaTeX$	Description
sigma_c	$\sigma_c$	aversion pour le risque ZE
sigma_p	$\sigma_p$	aversion pour le risque USA
betta_c	$\beta_c$	Facteur d escompte ZE
betta_p	$\beta_p$	Facteur d escompte USA
eta_c	$\eta_c$	elasticite de substitution entre les biens de consommation ZE
eta_p	$\eta_p$	elasticite de substitution entre les biens de consommation USA
iotaw_c	$\iota_c^w$	part de l indexation de l inflation sur les salaires ZE
iotaw_p	$\iota_p^w$	part de l indexation de l inflation sur les salaires USA
muwc_c	$\mu_c^{wc}$	Termes MA des salaires ZE
muwc_p	$\mu_p^{wc}$	Terme MA des salaires USA
mupdc_c	$\mu_c^{pdc}$	Terme MA prix ZE
mupdc_p	$\mu_p^{pdc}$	Terme MA prix USA
varphi_c	$\varphi_c$	elasticite de l offre de travail ZE
varphi_p	$\varphi_p$	elasticite de l offre de travail USA
etay_c	$\eta_c$	elasticite de substitution entre les biens de production ZE
etay_p	$\eta_c$	elasticite de substitution entre les biens de production USA
alphay_c	$\eta_c$	Part des biens de production etrangers ZE
alphay_p	$\eta_c$	Part des biens de production etrangers USA
betax_c	$\eta_c$	part des importations de la ZE provenant des USA

Table B.11 – Continued

Variable	$\LaTeX$	Description
betax_p	$\eta_c$	part des importations des USA provenant de la ZE
xiw_c	$\xi_c^w$	probabilite de ne pas fixer le salaire optimal ZE
xiw_p	$\xi_p^w$	probabilite de ne pas fixer le salaire optimal USA
xip_c	$\xi_c^c$	probabilite de ne pas fixer le prix optimal ZE
xip_p	$\xi_p^p$	probabilite de ne pas fixer le prix optimal USA
alpha_c	$\alpha_c$	Part de la consommation importé ZE
alpha_p	$\alpha_p$	Part de la consommation importé USA
delta_c	$\delta_c$	part des actifs illiquides sur les actifs liquides ZE
delta_p	$\delta_p$	part des actifs illiquides sur les actifs liquides USA
thetaw_c	$\theta_c^w$	Elasticite de substitution entre les salaires et les heures de travail ZE
thetaw_p	$\theta_p^w$	Elasticite de substitution entre les salaires et les heures de travail USA
thetap_c	$\theta_c^p$	Elasticite de de substitution entre la production et les prix ZE
thetap_p	$\theta_p^p$	Elasticite de de substitution entre la production et les prix USA
taud_c	$\tau_c^d$	Taux d imposition UE
taud_p	$\tau_p^d$	Taux d imposition UE
s_c	$s_c$	probabilite de participer aux marches de capitaux ZE
s_p	$s_p$	probabilite de participer aux marches de capitaux USA
lambda_c	$\lambda_c$	part des menages contraints ZE
lambda_p	$\lambda_p$	part des menages contraints USA
phipic_p	$\phi_\pi^p$	coeficient de l inflation sur la regle de taylor USA
phiy_p	$\phi_y^p$	coeficient de la production sur la regle de taylor USA
dphiy_p	$d\phi_y^p$	Coefficient de la variation de l ecart de prod sur la regle de taylor USA
phie_p	$\phi_e^p$	Coefficient du taux de change sur la regle de taylor USA
phipic_c	$\phi_\pi^c$	coeficient de l inflation sur la regle de taylor ZE
phiy_c	$\phi_y^c$	coeficient de la production sur la regle de taylor ZE
dphiy_c	$d\phi_y^c$	Coefficient de la variation de l ecart de prod sur la regle de taylor ZE
phie_c	$\phi_e^c$	Coefficient du taux de change sur la regle de taylor ZE
rho_a_h	$\rho_h^a$	Autocorrelation production ZE
rho_a_f	$\rho_f^a$	Autocorrelation production USA
rho_cr_h	$\rho_h^i$	Autocorrelation taux d interet ZE

Table B.11 – Continued

Variable	$\LaTeX$	Description
rho_cr_f	$\rho_f^i$	Autocorrelation taux d interet USA
rho_i_h	$\rho_h^{ih}$	Autocorrelation regle taylor ZE
rho_i_f	$\rho_f^{if}$	Autocorrelation regle taylor USA
rho_wc_h	$\rho_h^w$	Autocorrelation choc stochastique sur les salaires ZE
rho_wc_f	$\rho_f^w$	Autocorrelation choc stochastique sur les salaires USA
rho_pdc_h	$\rho_h^p$	Autocorrelation choc stochastique sur les prix domestiques ZE
rho_pdc_f	$\rho_f^p$	Autocorrelation choc stochastique sur les prix domestiques USA
rho_g_h	$\rho_h^g$	Autocorrelation depense publique ZE
rho_g_f	$\rho_f^g$	Autocorrelation depense publique USA
rho_yrm_h	$\rho_h^{yrm}$	Autocorrelation biens importé reste du monde ZE
rho_yrm_f	$\rho_f^{yrm}$	Autocorrelation biens importé reste du monde USA
rho_bc_h	$\rho_h^b$	Autocorrelation des obligations ZE
rho_bc_f	$\rho_f^b$	Autocorrelation des obligations USA
rho_ag_h	$\rho_h^{ag}$	Autocorrelation depense publique sur la production ZE
rho_ag_f	$\rho_f^{ag}$	Autocorrelation depense publique sur la production USA
rho_sc	$\rho_{hf}^{sc}$	Autocorrelation PTI
rho_z_h	$\rho_h^z$	Autocorrelation preference UE
rho_z_f	$\rho_f^z$	Autocorrelation preference USA

## Annexe C

# Equation d'Euler, contrainte budgétaire et écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints zone franc

D'après le théorème de l'enveloppe les conditions de premier ordre du lagrangien donne :

$$\frac{\partial W_t}{\partial w_{t+1}} = 0 \implies -(1 - \lambda)v_t U'(C_t^{NAGR}) + \beta E_t W'_{t+1} = 0$$

avec  $W_t$  la fonction de valeur. Or

$$\begin{aligned} W'_t &= \frac{\partial W_t}{\partial w_t} \\ \implies W'_t &= (1 - \lambda)(v_t + D_t)U'(C_t^{NAGR}) \\ \implies W'_{t+1} &= (1 - \lambda)(v_{t+1} + D_{t+1})U'(C_{t+1}^{NAGR}) \end{aligned}$$

ainsi on a :

$$U'(C_t^S) \geq \beta E_t \left\{ \frac{v_{t+1} + D_{t+1}}{v_t} U'(C_{t+1}^{NAGR}) \right\} \quad (C.1)$$

de manière analogue en fonction des différents arguments de la fonction de valeur on a les équations ci-dessous :

$$U'(C_t^S) \geq \beta E_t \left\{ \frac{q_{t+1} + r_{t+1}}{q_t} U'(C_{t+1}^{NAGR}) \right\} \quad (C.2)$$

Partant des hypothèses suivantes sur les obligations des ménages non agricoles  $B_t^S = nZ_t^S + (1-n)Z_t^H$  et des ménages agricoles  $B_t^H = (1-a)Z_t^{NAGR} + aZ_t^{AGR}$  on a :

$$U'(C_t^{NAGR}) \geq \beta E_t \left\{ \frac{1+i_t}{\pi_{t+1}} \left[ nU'(C_{t+1}^{NAGR}) + (1-n)U'(C_{t+1}^{AGR}) \right] \right\} \quad (C.3)$$

$$U'(C_t^{AGR}) \geq \beta E_t \left\{ \frac{1+i_t}{\pi_{t+1}} \left[ (1-a)U'(C_{t+1}^{NAGR}) + aU'(C_{t+1}^{AGR}) \right] \right\} \quad (C.4)$$

## C.1 Déterminons l'équation d'Euler agrégée

Partant de l'hypothèse que la consommation et le revenu des ménages agricoles est fonction du salaire horaire, du nombre d'heures de travail et les transferts ou les taxes on a :

$$C_t^{AGR} = Y_t^{AGR} = W_t N_t^{AGR} D_t^{\frac{\tau^D}{\lambda}} \quad (C.5)$$

or en posant comme hypothèse que l'utilité de la consommation du ménages  $j$  est fonction de son salaire horaire et de l'utilité du nombres d'heures de travail c'est à dire  $U_c^j(c_t^j) = W_t U_n^j(n_t^j)$ , on a :

$$(C_t^j)^{-\frac{1}{\sigma}} = (W_t N_t^j)^{-\varphi}$$

or

$$\begin{aligned} D_t &= W_t \\ \iff C_t^{AGR} &= W_t \left( (C_t^{AGR})^{\frac{1}{\sigma}} W_t \right)^{\frac{1}{\varphi}} \left( W_t \right)^{-\frac{\tau^D}{\lambda}} \end{aligned}$$

et

$$W_t = C_t^{\varphi - \sigma^{-1}}$$

ainsi on a

$$\begin{aligned} \left( C_t^H \right)^{1 - \frac{\sigma^{-1}}{\varphi}} &= \left( C_t^{\frac{\varphi+1}{\varphi} - \frac{\tau^D}{\lambda}} \right)^{\varphi - \sigma^{-1}} \\ \implies C_t^{AGR} &= C_t^{1 + \varphi(1 - \frac{\tau^D}{\lambda})} \\ \implies C_t^{AGR} &= C_t^{\chi} \end{aligned} \quad (C.6)$$

avec  $\chi = 1 + \varphi(1 - \frac{\tau^D}{\lambda})$

Suivant la même procédure on démontre que :

$$C_t^{NAGR} = C_t^{\frac{1-\lambda\chi}{1-\lambda}} \quad (C.7)$$



## C.2 L'écart de consommation entre les deux groupes de ménages

Posons  $\Gamma_t \equiv \frac{Y_t^{NAGR}}{Y_t^{AGR}}$  l'écart de consommation entre les ménages, ainsi on a :

$$\Gamma_t = \frac{Y_t^{\frac{1-\lambda\chi}{1-\lambda}}}{Y_t^\chi}$$

$$\implies \Gamma_t = Y_t^{\frac{1-\lambda\chi-\chi+\lambda\chi}{1-\lambda}}$$

$$\Gamma_t = Y_t^{\frac{1-\chi}{1-\lambda}} \quad (C.8)$$

## C.3 Liquidité et inégalité

la liquidité des ménages est constituée des obligations et du capital des deux groupes de ménages. Concernant les actifs liquides et illiquides on a :

$$B_{t+1} = (1 + r_t)B_t - T_t$$

à l'équilibre les obligations sont égales à la rémunération de ces derniers en proportion de la part des ménages qui constituent chaque groupe. Ainsi on a :

$$B_{t+1} = \lambda Z_{t+1}^{AGR} + (1 - \lambda)Z_{t+1}^{NAGR}$$

la contrainte des ménages agricoles est donnée par :

$$C_t^{AGR} + Z_{t+1}^{AGR} = Y_t^{AGR} + r_t B_t^{AGR}$$

on sait également que  $Z_{t+1}^{AGR} = 0$  les actifs liquides et illiquides donnent :

$$B_{t+1} = (1 - \lambda)Z_{t+1}^{NAGR}$$

sachant que  $B_{t+1}^{AGR} = (1 - a)Z_{t+1}^{NAGR}$  on a :

$$B_{t+1}^{AGR} = \frac{1 - n}{\lambda} B_{t+1}$$

suivant la même procédure on montre que :

$$B_{t+1}^{NAGR} = \frac{n}{1 - \lambda} B_{t+1}$$

Ainsi, la contrainte de la liquidité est donnée par :

$$C_t^{AGR} = \hat{Y}_t^{AGR} + (1 + r_t) \frac{1 - n}{\lambda} B_t \quad (C.9)$$

pour les ménages contraints et par :

$$C_t^{NAGR} + \frac{1}{1 - \lambda} B_{t+1} = \hat{Y}_t^{NAGR} + \frac{n}{1 - \lambda} (1 + r_t) B_t \quad (C.10)$$

pour les ménages non agricoles. Avec  $\hat{Y}_t^j \equiv \frac{Y_t^j}{T_j}$ .

Étant donné que  $\hat{Y}_t^{NAGR} = \hat{Y}_t^{\frac{1-\chi\lambda}{1-\lambda}}$ ,  $\hat{Y}_t^{AGR} = \hat{Y}_t^\chi$ ,  $C_t^{AGR} = C_t^\chi$  et  $C_t^{NAGR} = C_t^{\frac{1-\chi\lambda}{1-\lambda}}$  les contraintes de liquidités donnent :

$$C_t^\chi = \hat{Y}_t^\chi + (1 + r_t) \frac{1 - n}{\lambda} B_t \quad (C.11)$$

pour les ménages agricoles et par :

$$C_t^{\frac{1-\chi\lambda}{1-\lambda}} + \frac{1}{1 - \lambda} B_{t+1} = \hat{Y}_t^{\frac{1-\chi\lambda}{1-\lambda}} + \frac{n}{1 - \lambda} (1 + r_t) B_t \quad (C.12)$$

pour les ménages non agricoles

## C.4 Estimations des paramètres modèles RANK et THANK

### C.4.1 Estimations des paramètres modèle RANK

TABLE C.1 – Results from Metropolis-Hastings (parameters)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\alpha_c^y$	norm	0.500	0.1500	0.475	0.1322	0.2772	0.6923
$\sigma_c$	norm	1.500	0.3750	0.205	0.0603	0.1195	0.2980
$varphi_c$	norm	1.500	0.3750	1.684	0.3263	1.1751	2.2045
$\eta_c$	norm	1.500	0.3750	1.527	0.3132	1.0772	2.0922
$\eta_c^y$	norm	1.500	0.3750	1.577	0.3721	1.0594	2.2306
$\theta_c^p$	norm	1.500	0.3750	1.502	0.3734	0.9517	2.1227

(Continued on next page)

TABLE C.2 – (continued)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\theta_c^w$	norm	1.500	0.3750	1.488	0.3500	0.9344	2.0704
$\iota_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.321	0.1226	0.1402	0.5366
$\mu_c^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.263	0.1324	0.0752	0.4728
$\xi_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.541	0.1324	0.3153	0.7505
$\xi_c^p$	beta	0.500	0.1500	0.492	0.1355	0.2969	0.7289
$\phi_\pi^c$	gamm	1.500	0.1250	1.434	0.1339	1.2230	1.6518
$\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.103	0.0373	0.0471	0.1590
$d\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.090	0.0376	0.0208	0.1376
$\phi_e^c$	gamm	0.250	0.1250	0.241	0.1067	0.0616	0.3894
$\rho_h^i$	beta	0.500	0.2000	0.094	0.0465	0.0343	0.1805
$\rho^h$	beta	0.500	0.2000	0.793	0.0518	0.7103	0.8694
$\rho_h^w$	beta	0.500	0.2000	0.576	0.1288	0.3597	0.7528
$\rho_h^a$	beta	0.500	0.2000	0.712	0.0691	0.5925	0.8182
$\rho_h^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.506	0.1859	0.1915	0.8038
$\rho_h^g$	beta	0.500	0.2000	0.446	0.2066	0.1015	0.7586
$\rho_p^*$	beta	0.500	0.2000	0.457	0.2129	0.1550	0.8166
$\rho_y^*$	beta	0.500	0.2000	0.393	0.0740	0.2965	0.5333

TABLE C.3 – Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^a$	invg	0.100	2.0000	1.033	0.0829	0.8951	1.1572
$\eta_h^g$	invg	0.100	2.0000	0.164	0.1116	0.0272	0.3185
$\eta_h^i$	invg	0.100	2.0000	0.849	0.0783	0.7287	0.9785

(Continued on next page)

TABLE C.4 – (continued)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^w$	invg	0.100	2.0000	1.004	0.4316	0.4522	1.7357
$\eta^{(y^*)}_h$	invg	0.100	2.0000	3.384	1.0448	1.9795	5.1289
$\eta^{(p^*)}_h$	invg	0.100	2.0000	0.069	0.0295	0.0267	0.1213

## C.4.2 Estimations des paramètres modèle THANK

TABLE C.5 – Results from Metropolis-Hastings (parameters)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\alpha_c^y$	norm	0.500	0.1500	0.521	0.1760	0.2656	0.8458
$\sigma_c$	norm	1.500	0.3750	0.072	0.0255	0.0394	0.1142
$varphi_c$	norm	1.500	0.3750	1.326	0.2571	0.9808	1.8125
$\eta_c$	norm	1.500	0.3750	1.552	0.3593	0.9073	2.0658
$\eta_c^y$	norm	1.500	0.3750	1.600	0.3207	1.0898	2.1267
$\theta_c^p$	norm	1.500	0.3750	1.634	0.4142	0.9051	2.2246
$\theta_c^w$	norm	1.500	0.3750	1.531	0.3236	0.9148	1.9661
$\iota_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.269	0.0875	0.1150	0.3784
$\mu_c^{wc}$	beta	0.500	0.2000	0.259	0.1143	0.0889	0.4421
$\xi_c^w$	beta	0.500	0.1500	0.505	0.1390	0.2561	0.7207
$\xi_c^p$	beta	0.500	0.1500	0.474	0.1610	0.2422	0.7592
$\phi_\pi^c$	gamm	1.500	0.1250	1.400	0.1149	1.2067	1.5932
$\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.120	0.0423	0.0646	0.1988
$d\phi_y^c$	gamm	0.120	0.0500	0.081	0.0321	0.0269	0.1319
$\phi_e^c$	gamm	0.250	0.1250	0.355	0.2081	0.0627	0.6672

(Continued on next page)

TABLE C.6 – (continued)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\rho_h^i$	beta	0.500	0.2000	0.085	0.0470	0.0132	0.1613
$\rho^h$	beta	0.500	0.2000	0.804	0.0482	0.7210	0.8714
$\rho_h^w$	beta	0.500	0.2000	0.608	0.0995	0.4483	0.7619
$\rho_h^a$	beta	0.500	0.2000	0.670	0.0716	0.5481	0.7756
$\rho_h^{ag}$	beta	0.500	0.2000	0.484	0.2061	0.0951	0.7764
$\rho_h^g$	beta	0.500	0.2000	0.542	0.1955	0.2181	0.8580
$\rho_p^*$	beta	0.500	0.2000	0.487	0.2207	0.1140	0.7938
$\rho_y^*$	beta	0.500	0.2000	0.336	0.0857	0.1760	0.4488

TABLE C.7 – Results from Metropolis-Hastings (standard deviation of structural shocks)

	Prior			Posterior			
	Dist.	Mean	Stdev.	Mean	Stdev.	HPD inf	HPD sup
$\eta_h^a$	invg	0.100	2.0000	1.048	0.1247	0.8141	1.2028
$\eta_h^g$	invg	0.100	2.0000	0.069	0.0329	0.0246	0.1228
$\eta_h^i$	invg	0.100	2.0000	0.819	0.0454	0.7443	0.8852
$\eta_h^w$	invg	0.100	2.0000	0.847	0.1944	0.5289	1.1709
$\eta_h^{y*}$	invg	0.100	2.0000	10.689	3.4822	5.0370	15.1431
$\eta_h^{p*}$	invg	0.100	2.0000	0.070	0.0233	0.0309	0.1023

## C.5 Définitions des chocs et des paramètres

TABLE C.9 – Endogenous

<b>Variable</b>	<b>L<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X</b>	<b>Description</b>
cr_h	$\varepsilon_h^i$	choc Taux d interet
g_h	$\varepsilon_h^g$	choc depense publique
wck_h	$\varepsilon_h^w$	choc salariale
a_h	$\varepsilon_h^a$	choc de productivité
pet1	$\varepsilon^{(p^*)}_h$	choc prix Zone Euro
yet1	$\varepsilon^{(y^*)}_h$	choc Production Zone Euro

TABLE C.10 – Exogenous

<b>Variable</b>	<b>L<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X</b>	<b>Description</b>
e_cr_h	$\eta_h^i$	Terme d erreur Taux d interet
e_g_h	$\eta_h^g$	Terme d erreur depense publique
e_wck_h	$\eta_h^w$	Terme d erreur salariale
e_a_h	$\eta_h^a$	Terme d erreur de productivité
e_pet1	$\eta^{(p^*)}_h$	Terme d erreur des prix Zone Euro
e_yet1	$\eta^{(y^*)}_h$	Terme d erreur Production Zone Euro

TABLE C.11 – Parameters

<b>Variable</b>	<b>L<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X</b>	<b>Description</b>
betta_c	$\beta_c$	Facteur d escompte
sigma_c	$\sigma_c$	aversion pour le risque globale
varphi_c	$\varphi_c$	elasticite de l offre de travail global
taud_c	$\tau_c^d$	Taux d imposition
s_c	$s_c$	probabilite de rester menage non agricole
lambda_c	$\lambda_c$	part des menages agricole
alpha_c	$\alpha_c$	Part de la consommation exterieur

Table C.11 – Continued

Variable	$\LaTeX$	Description
alphy_c	$\alpha_c^y$	Part des biens exterieur
eta_c	$\eta_c$	elasticite de substitution entre les biens de consommation
etay_c	$\eta_c^y$	elasticite de substitution entre les biens de production
iotaw_c	$\iota_c^w$	part de l indexation de l inflation sur les salaires
xiw_c	$\xi_c^w$	probabilite de ne pas fixer les salaires optimale
xip_c	$\xi_c^p$	probabilite de ne pas fixer les prix optimale
thetap_c	$\theta_c^p$	Elasticite de substitution entre les biens
thetaw_c	$\theta_c^w$	Elasticite de substitution entre les salaires
phipic_c	$\phi_\pi^c$	coeficient de l inflation sur la regle de taylor ue
phiy_c	$\phi_y^c$	coeficient de la production sur la regle de taylor ue
dphiy_c	$d\phi_y^c$	Coefficient de la variation de l ecart de prod sur la regle de taylor ue
phie_c	$\phi_e^c$	Coefficient du taux de change sur la regle de taylor ue
muwck	$\mu_c^{wc}$	Terme MA des salaires
rho_cr_h	$\rho_h^i$	Autocorrelation taux d interet
rho_i_h	$\rho^h$	Autocorrelation regle taylor
rho_wck_h	$\rho_h^w$	Autocorrelation salaire
rho_a_h	$\rho_h^a$	Autocorrelation production
rho_g_h	$\rho_h^g$	Autocorrelation depense publique
rho_ag_h	$\rho_h^{ag}$	Autocorrelation depense publique
rho_petl	$\rho_p^*$	Autocorrelation prix Zone Euro
rho_yetl	$\rho_y^*$	Autocorrelation Production Zone Euro

# Bibliographie

- Adjemian, S., H. Bastani, M. Juillard, F. Mihoubi, G. Perendia, M. Ratto et S. Villemot. 2011, «Dynare : Reference manual, version 4», .
- Ahmed et al. 2012, «Pakistan economy dsge model with informality», .
- An, S. et F. Schorfheide. 2007, «Bayesian analysis of dsge models», *Econometric reviews*, vol. 26, n° 2-4, p. 113–172.
- Auclert, A. 2015, «Monetary policy and the redistribution channel», .
- Bilbiie et al. 2017, *The New Keynesian cross : Understanding monetary policy with hand-to-mouth households*, Centre for Economic Policy Research.
- Bilbiie, F. O. 2008, «Limited asset markets participation, monetary policy and (inverted) aggregate demand logic», *Journal of economic theory*, vol. 140, n° 1, p. 162–196.
- Bilbiie, F. O. 2018, «Monetary policy and heterogeneity : An analytical framework», *Available at SSRN 3106805*.
- Bilbiie, F. O. 2020, «Monetary policy and heterogeneity : An analytical frameworki», .
- Bukhari, A. H. et S. U. Khan. 2008, «A small open economy dsge model for pakistan», *The Pakistan Development Review*, p. 963–1008.
- Calvo, G. A. 1983, «Staggered prices in a utility-maximizing framework», *Journal of monetary Economics*, vol. 12, n° 3, p. 383–398.
- Chari et al. 1994, «Optimal fiscal policy in a business cycle model», *Journal of political Economy*, vol. 102, n° 4, p. 617–652.
- Coibion et al. 2012, «Innocent bystanders? monetary policy and inequality in the us», cahier de recherche, National Bureau of Economic Research.



- Deaton, A. 1997, *The analysis of household surveys : a microeconomic approach to development policy*, The World Bank.
- Debortoli, D. et J. Gali. 2018, «Monetary policy with heterogeneous agents : Insights from tank models», .
- Dixit, A. K. et J. E. Stiglitz. 1977, «Monopolistic competition and optimum product diversity», *The American economic review*, vol. 67, n° 3, p. 297–308.
- Erceg, C. J., D. W. Henderson et A. T. Levin. 2000, «Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts», *Journal of monetary Economics*, vol. 46, n° 2, p. 281–313.
- Fernandez-Villaverde, J. et J. F. Rubio-Ramírez. 2001, «Comparing dynamic equilibrium models to data», .
- Gali, J. et T. Monacelli. 2004, «Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy», *Review of Economic Studies* 72, 707–734.
- Geweke, J. 1999, «Using simulation methods for bayesian econometric models : inference, development, and communication», *Econometric reviews*, vol. 18, n° 1, p. 1–73.
- Geweke, J. et L. Petrella. 1998, «Prior density-ratio class robustness in econometrics», *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 16, n° 4, p. 469–478.
- Iskrev, N. 2010, «Local identification in dsge models», *Journal of Monetary Economics*, vol. 57, n° 2, p. 189–202.
- Kaplan et al. 2015, «The macroeconomy according to hank», *NBER Working paper*, vol. 21897.
- Kaplan et al. 2018, «Monetary policy according to hank», *American Economic Review*, vol. 108, n° 3, p. 697–743.
- Kaplan, G. et G. L. Violante. 2018, «Microeconomic heterogeneity and macroeconomic shocks», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 32, n° 3, p. 167–94.
- Lahcen, M. A. 2014, «Dsge models for developing economies : an application to morocco», .

- Mankiw, N. G. 2010, «Spreading the wealth around : reflections inspired by joe the plumber», *Eastern Economic Journal*, vol. 36, n° 3, p. 285–298.
- Peiris, S. J. et M. Saxegaard. 2007, «An estimated dsge model for monetary policy analysis in low-income countries», .
- Pfeifer, J. 2014, «A guide to specifying observation equations for the estimation of dsge models», *Research series*, p. 1–150.
- Ratto, M. 2008, «Analysing dsge models with global sensitivity analysis», *Computational Economics*, vol. 31, n° 2, p. 115–139.
- Ratto, M. et N. Iskrev. 2011, «Identification analysis of dsge models with dynare», *MON-FISPOL*, vol. 225149, p. 26.
- Ravn, M. O. et V. Sterk. 2017, «Job uncertainty and deep recessions», *Journal of Monetary Economics*, vol. 90, p. 125–141.
- Rotemberg, J. J. 1982, «Monopolistic price adjustment and aggregate output», *The Review of Economic Studies*, vol. 49, n° 4, p. 517–531.
- Smets, F. et R. Wouters. 2007, «Shocks and frictions in us business cycles : A bayesian dsge approach», *American economic review*, vol. 97, n° 3, p. 586–606.
- Stock, J. H. et M. W. Watson. 1999, «Forecasting inflation», *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n° 2, p. 293–335.
- Walque, D. et al. 2005, «An estimated two-country dsge model for the euro area and the us economy», *European Central Bank, mimeo*.
- Werning, I. 2015, «Incomplete markets and aggregate demand», cahier de recherche, National Bureau of Economic Research.

# Sommaire

<b>Sommaire</b>	<b>ii</b>
<b>Avant-propos</b>	<b>iv</b>
<b>Dédicace</b>	<b>v</b>
<b>Remerciements</b>	<b>vi</b>
<b>Liste des Sigles et Abréviations</b>	<b>viii</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>x</b>
<b>Liste des figures</b>	<b>xii</b>
<b>Résumé</b>	<b>xiii</b>
<b>Abstract</b>	<b>xiv</b>
<b>Introduction générale</b>	<b>1</b>
<b>1 Politique monétaire en économie ouverte : modèles RANK, HANK et TANK</b>	<b>12</b>
1.1 Prise en compte de l'hétérogénéité dans les modèles DSGE . . . . .	15
1.1.1 Faits stylisés . . . . .	15
1.1.2 Revue de la littérature . . . . .	17
1.2 Présentation du modèle . . . . .	19
1.2.1 Les Ménages . . . . .	19
1.2.1.1 Les Ménages dans le modèle RANK . . . . .	19
1.2.1.2 Les Ménages dans le modèle HANK . . . . .	21
1.2.1.3 Les Ménages dans le modèle TANK . . . . .	23
1.2.1.4 Équations d'Euler modèles RANK, HANK et TANK . . . . .	26
1.2.2 Reste du modèle . . . . .	26
1.2.2.1 Les firmes . . . . .	26
1.2.2.2 Secteur des échanges et balance de paiement . . . . .	28
1.2.2.3 Politique monétaire et budgétaire . . . . .	29
1.2.2.4 Agrégation . . . . .	29
1.2.2.5 Conditions d'équilibre . . . . .	31
1.3 Calibrage et estimations des paramètres . . . . .	32
1.3.1 Données : Europe, USA et reste du monde . . . . .	32
1.3.2 Méthodes d'estimation . . . . .	33

1.3.3	Calibrage et distribution a priori des paramètres . . . . .	34
1.3.4	Estimation des paramètres . . . . .	34
1.4	Fonctions de réponses impulsionnelles (irfs) . . . . .	37
1.4.1	Choc de demande . . . . .	37
1.4.2	Choc d'offre . . . . .	38
1.5	Caractéristiques empiriques des modèles . . . . .	40
1.6	Sensibilité du modèle . . . . .	45
<b>2</b>	<b>Politique monétaire avec le modèle THANK en économie ouverte : USA vs Europe</b>	<b>49</b>
2.1	Faits stylisés et revue de la littérature . . . . .	51
2.1.1	Faits stylisés . . . . .	51
2.1.2	Revue de la littérature . . . . .	53
2.2	Présentation du modèle . . . . .	56
2.2.1	les Ménages . . . . .	56
2.2.1.1	Les Ménages dans le modèle RANK . . . . .	56
2.2.1.2	les Ménages dans le modèle THANK . . . . .	58
2.2.2	Reste du modèle . . . . .	60
2.2.2.1	Les firmes . . . . .	60
2.2.2.2	Secteur des échanges et balance des paiements . . . . .	61
2.2.2.3	Politique monétaire et budgétaire . . . . .	61
2.2.2.4	Agrégation . . . . .	62
2.2.2.5	Conditions d'équilibre . . . . .	64
2.3	Calibrage et estimations des paramètres . . . . .	65
2.3.1	Données : Europe, USA et reste du monde . . . . .	65
2.3.2	Méthodes d'estimation . . . . .	66
2.3.3	Calibrage et distribution a priori des paramètres . . . . .	67
2.3.4	Estimations des paramètres . . . . .	67
2.4	Fonctions de réponses impulsionnelles (Irf) . . . . .	70
2.4.1	Choc de demande . . . . .	70
2.4.2	Choc d'offre . . . . .	71
2.5	Caractéristiques empiriques du modèle . . . . .	73
2.6	Sensibilité du modèle . . . . .	76
<b>3</b>	<b>Politique monétaire en économie ouverte : cas de la zone CEMAC</b>	<b>81</b>
3.1	Faits stylisés et revue de la littérature . . . . .	84
3.1.1	Faits stylisés . . . . .	84
3.1.2	Revue de la littérature . . . . .	85
3.2	Présentation du modèle . . . . .	86
3.2.1	les Ménages . . . . .	87
3.2.1.1	Les Ménages dans le modèle RANK . . . . .	87
3.2.1.2	Les Ménages dans le modèle THANK . . . . .	88
3.2.2	Reste du modèle . . . . .	90
3.2.2.1	Les firmes . . . . .	90
3.2.2.2	Secteur des échanges et balance commerciale . . . . .	91
3.2.2.3	Politique monétaire et budgétaire . . . . .	91
3.2.2.4	Agrégation . . . . .	92
3.2.2.5	Conditions d'équilibre . . . . .	94
3.3	Calibrage et estimations des paramètres . . . . .	95

3.3.1	Données : CEMAC et Europe . . . . .	95
3.3.2	Méthodes d'estimation . . . . .	95
3.3.3	Calibrage et distribution a priori des paramètres . . . . .	96
3.3.4	Estimation des paramètres . . . . .	97
3.4	Fonctions de réponses impulsionnelles (Irf) . . . . .	99
3.4.1	Choc de demande . . . . .	99
3.4.2	Choc d'offre . . . . .	100
3.4.3	Choc extérieur . . . . .	101
3.5	Caractéristiques empiriques du modèle . . . . .	103
3.6	Sensibilité du modèle . . . . .	105
<b>A</b>	<b>Équation d'Euler, contrainte budgétaire et écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints dans une économie ouverte en change fixe et flexible</b>	<b>112</b>
A.1	Équation d'Euler . . . . .	112
A.1.1	Condition de premier ordre modèle RANK . . . . .	112
A.1.2	Condition de premier ordre modèle HANK . . . . .	113
A.1.3	Condition de premier ordre modèle TANK . . . . .	115
A.1.3.1	Condition de premier ordre modèle Ramsey . . . . .	115
A.1.3.2	Condition de premier ordre modèle « hand to mouth » . . . . .	116
A.2	Consommation intratemporelle . . . . .	117
A.3	Écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints	118
A.4	Méthode d'identification et de sensibilité . . . . .	118
A.4.1	Analyse de l'identification . . . . .	119
A.5	Méthodes d'estimations . . . . .	120
A.6	Estimation des paramètres modèles RANK, HANK et TANK . . . . .	121
A.6.1	Estimation des paramètres modèle RANK . . . . .	121
A.6.2	Estimation des paramètres modèle HANK . . . . .	124
A.6.3	Estimation des paramètres modèle TANK . . . . .	128
A.7	Définitions des paramètres et des chocs . . . . .	132
<b>B</b>	<b>Équation d'Euler à partir des fonctions de valeurs</b>	<b>137</b>
B.1	Déterminons l'équation d'Euler . . . . .	138
B.2	L'écart de consommation entre les deux groupes de ménages . . . . .	138
B.3	Liquidité et inégalité . . . . .	139
B.4	Estimations des paramètres modèles RANK et THANK . . . . .	140
B.4.1	Estimations des paramètres modèle RANK . . . . .	140
B.4.2	Estimations des paramètres modèle THANK . . . . .	143
B.5	Définitions des chocs et paramètres . . . . .	146
<b>C</b>	<b>Equation d'Euler, contrainte budgétaire et écart de consommation entre les ménages contraints et non contraints zone franc</b>	<b>151</b>
C.1	Déterminons l'équation d'Euler agrégée . . . . .	152
C.2	L'écart de consommation entre les deux groupes de ménages . . . . .	153
C.3	Liquidité et inégalité . . . . .	153
C.4	Estimations des paramètres modèles RANK et THANK . . . . .	154
C.4.1	Estimations des paramètres modèle RANK . . . . .	154
C.4.2	Estimations des paramètres modèle THANK . . . . .	156
C.5	Définitions des chocs et des paramètres . . . . .	157

<b>Bibliographie</b>	<b>160</b>
<b>Sommaire</b>	<b>162</b>



**Titre : Trois Essais sur la Politique Monétaire avec Hétérogénéité des Agents : Analyse par une approche DSGE**

**Mots clés :** Hétérogénéité, Politique monétaire, zone CEMAC, zone Euro, USA.

**Résumé :** Cette thèse cherche à évaluer quantitativement comment la prise en compte de l'hétérogénéité des ménages peut améliorer la conduite de la politique monétaire dans une union monétaire. **Au chapitre un**, nous avons construit trois modèles (pour la zone Euro et les USA) : le modèle RANK où les ménages sont « Ramsey »; le modèle HANK qui tient compte des trois composantes de l'hétérogénéité (la dispersion de consommation entre les ménages « Ramsey », de l'écart de consommation entre les ménages « Ramsey » et « Hand to mouth » et de la variation des ménages « Hand to mouth ») et enfin du modèle TANK qui tient compte uniquement de l'écart de consommation entre les deux groupes de ménages. **Au chapitre deux** nous avons construits deux modèles (pour la zone Euro et les USA), le modèle RANK et le modèle THANK qui tient compte de la variation des inégalités de revenu dans la fonction de consommation des ménages. Et enfin **au chapitre trois** nous

avons construit deux modèles (le modèle RANK où les ménages sont non agricoles et le modèle THANK où on tient compte des ménages agricoles et non agricoles). En utilisant des techniques bayésiennes, nous estimons ces modèles DSGE et trouvons des preuves du rôle clé de la prise en compte de l'hétérogénéité dans la conduite de la politique monétaire en zone Euro, aux USA et en zone CEMAC. Nos modèles révèlent également que lorsqu'il y a une certaine coordination entre les politiques monétaires de la zone Euro et des USA les modèles avec hétérogénéités sont toujours plus informatifs que le modèle à agents représentatifs. En zone CEMAC le taux de change fixe avec la zone Euro montre que le modèle avec hétérogénéité des agents est fortement soutenu par les données que le modèle avec agent représentatif et la CEMAC est plus affectée par le choc extérieur.

**Title : Three Essays on Monetary Policy with Heterogeneous Agents: Analysis by a DSGE Approach**

**Keywords:** Heterogeneity, , Monetary policy, CEMAC zone, Euro zone, USA.

**Abstract:** This thesis seeks to quantitatively assess how taking into account household heterogeneity can improve the conduct of monetary policy in an monetary union. In **chapter one**, we constructed three models (for the Eurozone and the US): the RANK model where households are Ramsey; the HANK model which takes into account the three components of heterogeneity (the dispersion of consumption between Ramsey households, the consumption gap between Ramsey and Hand to mouth households and the variation of Hand to mouth households) and finally the TANK model which only takes into account the consumption gap between the two groups of households. In **chapter two** we constructed two models (for the Eurozone and the USA), the RANK model and the THANK model which takes into account the variation of income inequalities in the household consumption function. Finally, in **Chapter**

**three** we constructed two models (the RANK model where households are non-farming and the THANK model where both farming and non-farming households are considered). Using Bayesian techniques, we estimate these DSGE models and find evidence of the key role of accounting for heterogeneity in the conduct of monetary policy in the Eurozone, the US and the CEMAC zone. Our models also reveal that when there is some coordination between Eurozone and US monetary policies, the models with heterogeneities are always more informative than the model with representative agents. In the CEMAC zone, the fixed exchange rate with the Euro zone shows that the model with agent heterogeneity is strongly supported by the data than the model with representative agent and the CEMAC is more affected by the external shock.