



**HAL**  
open science

# Fluctuations cycliques dans une zone de libre-échange : le cas de la communauté andine des nations

José Alejandro Quijada

► **To cite this version:**

José Alejandro Quijada. Fluctuations cycliques dans une zone de libre-échange : le cas de la communauté andine des nations. Sciences de l'Homme et Société. Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2007. Français. NNT : . tel-00159025

**HAL Id: tel-00159025**

**<https://theses.hal.science/tel-00159025>**

Submitted on 2 Jul 2007

**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.

**UNIVERSITE D'Auvergne – CLERMONT-FERRAND 1**

**ECOLE DOCTORALE DROIT – ECONOMIE – GESTION**

**CENTRE D'ETUDES ET DE RECHERCHES SUR LE DÉVELOPPEMENT  
INTERNATIONAL (CERDI)**

**Doctorat d'université**

**Sciences économiques**

**José Alejandro QUIJADA BRICEÑO**

**FLUCTUATIONS CYCLIQUES DANS UNE ZONE DE LIBRE-ECHANGE : LE  
CAS DE LA COMMUNAUTÉ ANDINE DES NATIONS**

***Directeur de thèse : Jean-Louis COMBES***

Soutenu le 22 juin 2007

**Jury :**

Jaime DE MELO (Professeur à l'Université de Genève)	Rapporteur
Patrick VILLIEU (Professeur à l'Université d'Orléans)	Rapporteur
Carlos QUENAN (Maître de Conférences à l'Université Paris III)	Suffragant
Patrick Plane (Directeur de Recherches, CNRS, CERDI)	Suffragant

*Para ti Susana, mi Amor verdadero...*

## Remerciements

Cette thèse représente l'accomplissement de trois années de recherche très stimulantes et enrichissantes. Bien que par définition il s'agisse d'un travail individuel et personnel, ce projet n'aurait pu aboutir sans le soutien et l'appui de nombreuses personnes que je tiens à saluer ici.

Je voudrais tout d'abord remercier mon directeur de thèse, Monsieur le Professeur Jean-Louis Combes. Je lui suis très reconnaissant pour la confiance qu'il a eu en moi et le temps qu'il m'a consacré tout au long de l'élaboration de ce projet de recherche. Ses conseils et suggestions ont amplement contribué à l'aboutissement de ce travail.

Je tiens à remercier Messieurs les Professeurs Jaime de Melo et Patrick Villieu pour avoir accepté de rapporter cette thèse et Monsieur le Maître de Conférences Carlos Quenan pour sa disponibilité. De même, je remercie Monsieur le Directeur Patrick Plane pour sa cordialité et amabilité à mon égard. L'ensemble de leurs commentaires et recommandations me permettront sans aucun doute d'approfondir les thèmes ici abordés.

Je voudrais de la même façon saluer le personnel administratif ainsi que mes amis et camarades du CERDI, à travers nos rencontres et échanges informels j'ai pu élargir mon champ de vision et en même temps enrichir mon travail de recherche.

Mes remerciements s'adressent également à la *Fundación Gran Mariscal de Ayacucho* et à l'Ambassade de France au Venezuela pour leur appui financier. De même je souhaite adresser un grand merci à Stéphane Freychet et Judith Santana, du Centre d'Information Universitaire et Scientifique à Caracas, et Marie-Claire Comte-Rome du CROUS de Clermont-Ferrand, pour toujours veiller sur le bon déroulement de mon séjour en France.

Je tiens à remercier ma famille, qui a toujours cru en moi et m'a soutenu durant ces longues années d'études : mon père José Antonio, ma sœur Rosibel, mes frères José Antonio et Ricardo, mes belles-sœurs Norellys et Noraima et ma belle-mère Isaura.

Pour terminer je voudrais exprimer ma reconnaissance et mon amour infini envers deux personnes qui occupent une place primordiale dans ma vie. Ma mère Margarita, qui m'a appuyé inconditionnellement dans tous mes projets et mon épouse Susana, source d'inspiration et compagne d'aventures.

## Résumé

Le principal objectif de ce travail de recherche est d'analyser de façon intégrale les fluctuations économiques de court et moyen terme dans la Communauté Andine des Nations (Bolivie, Colombie, Equateur, Pérou et Venezuela). Dans un premier temps nous analysons les similitudes cycliques entre les différents pays andins ; dans ce sens, l'intérêt est tout d'abord porté sur la forme du cycle conjoncturel, notamment en termes de durée et d'ampleur des phases, à travers la configuration d'un algorithme d'identification et la mise en place d'une procédure de re-échantillonnage. Par la suite nous cherchons à élucider les sources des fluctuations cycliques andines dans le contexte d'un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique avec des interrelations régionales, dans lequel les pays partenaires et le reste du monde font face à trois chocs stochastiques différents : deux chocs spécifiques de productivité et d'investissement, et un choc régional des termes de l'échange. Pour terminer, nous abordons la question relative à l'importance des institutions en tant qu'élément explicatif des fluctuations de court terme en Amérique Latine. Ainsi premièrement, nous introduisons un modèle de cycle réel, calibré pour reproduire certaines caractéristiques de l'économie vénézuélienne, dans lequel la qualité institutionnelle est assimilée à un mécanisme d'amplification des chocs. Deuxièmement, nous explorons empiriquement le lien entre institutions et fluctuations d'offre à l'aide de données de panel et d'outils statistiques issus de l'analyse factorielle.

**Mots clés :** fluctuations cycliques, équilibre général dynamique et stochastique, institutions, Amérique Latine.

## Summary

### **Cyclic Fluctuations in a free trade area: the case of the Andean**

### **Community of Nations**

This research work focuses on the detailed analysis of short term cyclic fluctuations in the Andean Community of Nations (Bolivia, Colombia, Ecuador, Peru and Venezuela). In the first place, we analyze the main features of business-cycle fluctuations in the region, notably in terms of cycle duration, the incidence and amplitude of its phases and the degree of synchronization within the trade area, through the configuration of an identification algorithm and the implementation of a bootstrap resampling procedure. Second, we seek to elucidate the sources of Andean fluctuations in the context of a dynamic stochastic general equilibrium model with regional interactions, in which partner economies and the rest of the world face three different exogenous stochastic shocks: country-specific productivity shocks, country-specific investment shocks and region-wide terms of trade shocks. To finish, we center our analysis on the relevance institutional change may have in explaining short-term fluctuations in Latin America. To this matter, we first introduce a real business cycle model, calibrated to reproduce some characteristics of the Venezuelan economy, in which institutional quality is associated to a shock amplification mechanism. Subsequently, we empirically explore the link between institutions and supply-side innovations making use of statistical tools borrowed from factor analysis and panel data econometrics.

**Keywords:** cyclic fluctuations, dynamic stochastic general equilibrium, institutions, Latin America.

## Table des matières

<b>INTRODUCTION GÉNÉRALE.....</b>	<b>12</b>
<b>CHAPITRE I : LES FAITS STYLISÉS DU CYCLE ÉCONOMIQUE CONJONCTUREL DANS LES PAYS DE LA COMMUNAUTÉ ANDINE DES NATIONS.....</b>	<b>24</b>
INTRODUCTION.....	25
I. LES ASPECTS GÉNÉRAUX DU CYCLE ÉCONOMIQUE.....	26
A. CONCEPTS DE BASE.....	26
B. LE CYCLE DANS LES PAYS EN VOIE DE DÉVELOPPEMENT.....	35
II. LES FAITS STYLISÉS DU CYCLE DANS LES PAYS DE LA COMMUNAUTÉ ANDINE DES NATIONS ..	38
A. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE.....	38
B. CYCLES ET SYNCHRONISATION DES ÉCONOMIES ANDINES.....	43
C. CO-MOUVEMENT DU CYCLE AVEC D'AUTRES VARIABLES MACROÉCONOMIQUES.....	51
D. LE CYCLE ANDIN PAR RAPPORT À CELUI DES AUTRES PAYS EN VOIE DE DÉVELOPPEMENT.....	64
CONCLUSION.....	66
<b>CHAPITRE II : LES MODÈLES DE CYCLE.....</b>	<b>67</b>
INTRODUCTION.....	68
I. LE MODÈLE D'ÉQUILIBRE CONCURRENTIEL AVEC INFORMATION INCOMPLETE (PHELPS 1970 ; LUCAS 1972, 1973).....	69
A. HYPOTHÈSES DE BASE.....	69
B. MODÈLE ET IMPLICATIONS.....	70
C. LIMITES ET CRITIQUES.....	75
II. LES MODÈLES DE CYCLE RÉEL (KYDLAND ET PRESCOTT, 1982 ; LONG ET PLOSSER, 1983) .	77
A. HYPOTHÈSES DE BASE.....	77
B. MODÈLE ET IMPLICATIONS.....	78
C. LIMITES ET CRITIQUES.....	83
III. LES MODÈLES NEO-KEYNESIENS (BLANCHARD ET FISCHER, 1989; MANKIW ET ROMER, 1991)	89
A. HYPOTHÈSES DE BASE.....	89
B. MODÈLE ET IMPLICATIONS.....	90

C. LIMITES ET CRITIQUES.....	94
IV. LES MODELES DE CYCLES DANS LES PAYS EN VOIE DE DEVELOPPEMENT .....	98
A. LE MODELE DE BASE .....	98
B. EXTENSIONS DU MODELE .....	102
C. LIMITES .....	106
CONCLUSION .....	109
<b>CHAPTER III: A DYNAMIC STOCHASTIC GENERAL EQUILIBRIUM MODEL FOR THE</b>	
<b>ANDEAN COMMUNITY: ANALYZING THE SOURCES OF FLUCTUATIONS .....</b>	
INTRODUCTION.....	111
I. THE ANDEAN COMMUNITY OF NATIONS: A FEW GENERAL FACTS.....	113
II. THE MODEL ECONOMY .....	116
III. THE SOCIAL PLANNER PROBLEM.....	120
IV. MODEL CALIBRATION AND SOLUTION METHOD .....	122
V. RESULTS .....	127
VI. POLICY IMPLICATIONS.....	153
CONCLUSION .....	157
<b>CHAPITRE IV : INSTITUTIONS, RESSOURCES NATURELLES ET CROISSANCE AU</b>	
<b>VENEZUELA .....</b>	
INTRODUCTION.....	159
I. LE CHANGEMENT INSTITUTIONNEL.....	160
II. UNE CROISSANCE CENTREE SUR LA RENTE PETROLIERE .....	168
III. LES SOURCES DE LA CROISSANCE DANS UN CONTEXTE DE CHANGEMENT INSTITUTIONNEL ..	173
IV. FLUCTUATIONS CYCLIQUES ET CHANGEMENT INSTITUTIONNEL.....	179
V. LE ROLE DES INSTITUTIONS : UNE APPROCHE EN EQUILIBRE GENERAL STOCHASTIQUE .....	182
CONCLUSION .....	201
<b>CHAPTER V: INSTITUTIONAL QUALITY AND TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN LATIN</b>	
<b>AMERICA AND THE CARIBBEAN: EXPLORING THE UNOBSERVABLE THROUGH</b>	
<b>FACTOR ANALYSIS .....</b>	
INTRODUCTION.....	204

I. FLUCTUATIONS IN TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY AND THE ROLE PLAYED BY INSTITUTIONS: EMPIRICAL LINKS, LIMITATIONS AND POSSIBLE SOLUTIONS .....	207
II. MEASURING THE UNOBSERVABLE CHARACTERISTICS OF TFP AND INSTITUTIONAL QUALITY THROUGH EXPLORATORY FACTOR ANALYSIS .....	213
III. TFP FLUCTUATIONS AND INSTITUTIONS: AN EMPIRICAL ASSESSMENT .....	228
CONCLUSION .....	241
<b>CONCLUSION GÉNÉRALE .....</b>	<b>242</b>
<b>ANNEXES .....</b>	<b>248</b>
ANNEXE I : DEFINITIONS ET SOURCES DES VARIABLES .....	249
ANNEXE II : FILTRE FREQUENTIEL DE CORBAE ET OULIARIS (2003) .....	250
ANNEXE III : LES PREFERENCES DE TYPE GHH .....	252
APPENDIX IV: THE STEADY STATE EQUILIBRIUM .....	253
APPENDIX V: DATA AND SOURCES .....	255
APPENDIX VI: DATA SOURCES AND DEFINITIONS .....	256
APPENDIX VII: SOLOW RESIDUALS AND CYCLE EXTRACTION .....	258
APPENDIX VIII: EXPLORATORY FACTOR ANALYSIS .....	259
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>263</b>

## Tableaux

TABLEAU A. PRODUCTION, INFLATION ET TAUX DE CHANGE REEL DANS LES PAYS DE LA CAN.....	16
TABLEAU B. VOLATILITE DE LA PRODUCTION, L'INFLATION ET DU TAUX DE CHANGE REEL DANS LES PAYS DE LA CAN .....	18
TABLEAU C. COMPOSITION DES EXPORTATIONS ET DES IMPORTATIONS DES PAYS DE LA CAN EN % (2004).....	19
TABLEAU D. EXPORTATIONS ET IMPORTATIONS DES PAYS DE LA CAN PAR PAYS DE DESTINATION ET D'ORIGINE.....	20
TABLEAU E. PARTICIPATION EN % DES EXPORTATIONS ET DES IMPORTATIONS INTRACOMMUNAUTAIRES DANS LE TOTAL DES EXPORTATIONS ET DES IMPORTATIONS DE CHAQUE PAYS .....	21
TABLEAU I. 1. CARACTERISTIQUES OBSERVEES ET SIMULEES DU CYCLE .....	48
TABLEAU I. 2. CORRELATIONS ET CO-MOUVEMENT DES CYCLES .....	50
TABLEAU I. 3. SYNCHRONISATION DES CYCLES.....	51
TABLEAU I. 4. CO-MOUVEMENT DU CYCLE : LE CAPITAL ET LA PRODUCTIVITE .....	53
TABLEAU I. 5. CO-MOUVEMENT DU CYCLE : LA CONSOMMATION .....	54
TABLEAU I. 6. CO-MOUVEMENT DU CYCLE : L'EPARGNE ET L'INVESTISSEMENT .....	56
TABLEAU I. 7. CO-MOUVEMENT DU CYCLE : LES EXPORTATIONS ET LES IMPORTATIONS .....	57
TABLEAU I. 8. CO-MOUVEMENT DU CYCLE : LA MONNAIE .....	59
TABLEAU I. 9. CO-MOUVEMENT DU CYCLE : L'ECONOMIE AMERICAINE .....	61
TABLEAU I. 10. CO-MOUVEMENT DU CYCLE : LES PRIX INTERNATIONAUX.....	62
TABLE III. 1. DETRENDED MACROECONOMIC AGGREGATES: VOLATILITY [HP(10)].....	113
TABLE III. 2. DETRENDED MACROECONOMIC AGGREGATES: CROSS-CORRELATIONS [HP(10)].....	114
TABLE III. 3. DETRENDED MACROECONOMIC AGGREGATES: SYNCHRONIZATION [HP(10)] .....	115
TABLE III. 4. CALIBRATED PARAMETERS .....	123
TABLE III. 5. IMPORT ELASTICITIES.....	124
TABLE III. 6. CALIBRATED EXOGENOUS SHOCKS: PERSISTENCE AND VOLATILITY .....	125
TABLE III. 7. DETRENDED SIMULATED MACROECONOMIC AGGREGATES: VOLATILITY [HP(10)] .....	127
TABLE III. 8. DETRENDED SIMULATED MACROECONOMIC AGGREGATES: CROSS-CORRELATIONS [HP(10)].....	128
TABLE III. 9. VARIANCE DECOMPOSITIONS .....	152

TABLEAU IV. 1. CONTRIBUTION SECTORIELLE DANS LE PIB TOTAL.....	170
TABLEAU IV. 2. DECOMPOSITION DE LA CROISSANCE (1942-2004) .....	177
TABLEAU IV. 3. CONTRIBUTION DES FACTEURS ET DE LA PGF A LA CROISSANCE (1942-2004) .....	177
TABLEAU IV. 4. CORRELATIONS CONTEMPORAINES (1942-2004) .....	181
TABLEAU IV. 5. VOLATILITE DES COMPOSANTES CYCLIQUES (1942-2004) .....	182
TABLEAU IV. 6. VALEURS DES PARAMETRES.....	192
TABLEAU IV. 7. VARIABLES OBSERVEES ET SIMULEES .....	193
TABLEAU IV. 8. DECOMPOSITION DE LA VARIANCE (%).....	197
TABLEAU IV. 9. CHANGEMENTS DANS LA PRODUCTION A L'ETAT STATIONNAIRE .....	199
TABLE V. 1. OLS ESTIMATION .....	211
TABLE V. 2. SUMMARY STATISTICS OF SELECTED INSTITUTIONAL QUALITY OUTCOME INDICATORS IN LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN (1995-2004).....	215
TABLE V. 3. SUMMARY STATISTICS OF SELECTED MACROECONOMIC AGGREGATES IN LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN (1995-2004).....	216
TABLE V. 4. CORRELATION MATRIX OF SELECTED MACROECONOMIC AGGREGATES .....	217
TABLE V. 5. ROTATED FACTOR: TFP .....	218
TABLE V. 6. SCORING COEFFICIENTS: TFP .....	218
TABLE V. 7. CORRELATION MATRIX OF SELECTED INSTITUTIONAL QUALITY INDICATORS.....	222
TABLE V. 8. ROTATED FACTORS: INSTITUTIONS .....	224
TABLE V. 9. SCORING COEFFICIENTS: INSTITUTIONS .....	225
TABLE V. 10. LEVIN, LIN, AND CHIN PANEL UNIT ROOT TESTS .....	230
TABLE V. 11. FIXED EFFECTS ESTIMATION.....	231
TABLE V. 12. FIXED EFFECTS INSTRUMENTAL VARIABLE ESTIMATION .....	233
TABLE V. 13. DYNAMIC ESTIMATIONS: OLS, FE, S-GMM .....	235
TABLE V. 14. ALTERNATIVE FUNCTIONAL FORMS: FIXED EFFECTS ESTIMATIONS (CURRENT PERIOD) .	237
TABLE V. 15. ALTERNATIVE FUNCTIONAL FORMS: FIXED EFFECTS ESTIMATIONS (LAGGED PERIOD) ...	238
TABLE V. 16. IV AND SYSTEM-GMM ESTIMATIONS: ALTERNATIVE VARIABLES.....	239
TABLEAU AI. 1. DEFINITIONS ET SOURCES DES VARIABLES EMPLOYEES .....	249
TABLE AV. 1. SOURCES AND DEFINITIONS OF VARIABLES .....	255
TABLE AVI. 1. SELECTED LATIN AMERICAN AND CARIBBEAN COUNTRIES .....	256

TABLE AVI. 2. ECONOMIC VARIABLES .....	256
TABLE AVI. 3. INSTITUTIONAL VARIABLES.....	257

## Graphiques et figures

GRAPHIQUE I. 1. LE CYCLE MODERNE 1960-2002 : FILTRE HP (10) .....	44
GRAPHIQUE I. 2. LE CYCLE MODERNE 1960-2002 : FILTRE CO (2,8).....	45
FIGURE I. 1. IDENTIFICATION DES PHASES DU CYCLE.....	40
FIGURE II. 1. AJUSTEMENT DU SALAIRE REEL FACE A UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITE.....	86
FIGURE III. 1. TECHNOLOGY SHOCK TO BOLIVIA.....	131
FIGURE III. 2. TECHNOLOGY SHOCK TO COLOMBIA.....	132
FIGURE III. 3. TECHNOLOGY SHOCK TO ECUADOR .....	133
FIGURE III. 4. TECHNOLOGY SHOCK TO PERU.....	134
FIGURE III. 5. TECHNOLOGY SHOCK TO VENEZUELA.....	135
FIGURE III. 6. TECHNOLOGY SHOCK TO THE REST OF THE WORLD.....	136
FIGURE III. 7. INVESTMENT SHOCK TO BOLIVIA .....	138
FIGURE III. 8. INVESTMENT SHOCK TO COLOMBIA .....	139
FIGURE III. 9. INVESTMENT SHOCK TO ECUADOR .....	140
FIGURE III. 10. INVESTMENT SHOCK TO PERU.....	141
FIGURE III. 11. INVESTMENT SHOCK TO VENEZUELA .....	142
FIGURE III. 12. INVESTMENT SHOCK TO THE REST OF THE WORLD.....	143
FIGURE III. 13. TERMS OF TRADE SHOCK TO BOLIVIA .....	145
FIGURE III. 14. TERMS OF TRADE SHOCK TO COLOMBIA .....	146
FIGURE III. 15. TERMS OF TRADE SHOCK TO ECUADOR .....	147
FIGURE III. 16. TERMS OF TRADE SHOCK TO PERU .....	148
FIGURE III. 17. TERMS OF TRADE SHOCK TO VENEZUELA .....	149
FIGURE III. 18. TERMS OF TRADE SHOCK TO THE REST OF THE WORLD .....	150
FIGURE III. 19. SHORT-TERM TFP SHIFTS AND INSTITUTIONAL QUALITY IN THE ANDEAN COMMUNITY	156

GRAPHIQUE IV. 1. EVOLUTION INSTITUTIONNELLE ET DEMOCRATIQUE (1942-2004) .....	168
GRAPHIQUE IV. 2. PRODUIT INTERIEUR BRUT TOTAL ET PAR SECTEUR D'ACTIVITE (1942-2004) .....	169
GRAPHIQUE IV. 3. EVOLUTION DE LA PRODUCTION ET DU PRIX REEL DU PETROLE (1942-2004) .....	171
GRAPHIQUE IV. 4. EVOLUTION DU TAUX DE CHANGE REEL ET DU PRIX DU PETROLE .....	172
GRAPHIQUE IV. 5. COMPOSANTES CYCLIQUES : PIB, PGF ET CAPITAL (1942-2004) .....	180
GRAPHIQUE IV. 6. COMPOSANTES CYCLIQUES : PIB/L, PGF ET CAPITAL/L (1942-2004) .....	180
GRAPHIQUE IV. 7. EFFETS D'UN CHOC POSITIF DE RESSOURCES NATURELLES (v) .....	194
GRAPHIQUE IV. 8. EFFETS D'UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITE DES FACTEURS (z).....	196
GRAPHIQUE IV. 9. DYNAMIQUE DE LA PRODUCTION SUITE A UN CHOC STOCHASTIQUE POSITIF DE RESSOURCES NATURELLES ET DES CHANGEMENTS DANS LA QUALITE INSTITUTIONNELLE.....	197
GRAPHIQUE IV. 10. DYNAMIQUE DE LA PRODUCTION SUITE A UN CHOC STOCHASTIQUE POSITIF DE PRODUCTIVITE GLOBALE ET DES CHANGEMENTS DANS LA QUALITE INSTITUTIONNELLE .....	198
GRAPHIQUE IV. 11. DYNAMIQUE DE LA PRODUCTION SUITE A UN CHOC STOCHASTIQUE NEGATIF DE RESSOURCES NATURELLES ET DES CHANGEMENTS DANS LA QUALITE INSTITUTIONNELLE.....	198
GRAPHIQUE IV. 12. DYNAMIQUE DE LA PRODUCTION SUITE A UN CHOC STOCHASTIQUE NEGATIF DE PRODUCTIVITE GLOBALE ET DES CHANGEMENTS DANS LA QUALITE INSTITUTIONNELLE .....	199
FIGURE V. 1. SHORT-TERM TFP SHIFTS AND INSTITUTIONAL QUALITY EVOLUTION IN LATIN-AMERICA AND THE CARIBBEAN (1995-2004).....	208
FIGURE V. 2. SHORT-TERM TFP SHIFTS AND INSTITUTIONAL QUALITY EVOLUTION IN THE ACN.....	209
FIGURE V. 3. SHORT-TERM TFP SHIFTS AND INSTITUTIONAL QUALITY EVOLUTION IN MERCOSUR .....	210
FIGURE V. 4. TFP IN LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN: FACTOR SCORES.....	219
FIGURE V. 5. TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY: SOLOW DECOMPOSITION VS. FACTOR ANALYSIS .....	221
FIGURE V. 6. INSTITUTIONAL QUALITY IN LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN: FACTOR SCORES (1995) .....	226
FIGURE V. 7. INSTITUTIONAL QUALITY IN LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN: FACTOR SCORES (2004) .....	227

## INTRODUCTION GÉNÉRALE

L'étude des fluctuations cycliques est primordiale dans les processus d'élaboration et de mise en place des politiques économiques de court et moyen terme. Ainsi des mesures telles que l'adoption de régimes de change, la création de dispositifs de lissage budgétaire, l'exécution de programmes de stabilisation et l'approfondissement de l'intégration internationale, à travers la constitution d'unions monétaires régionales, sont étroitement liées à la variabilité de court terme des principaux agrégats macroéconomiques. De façon plus concrète, selon que l'économie ou le groupe d'économies analysées traversent, par exemple, une période de forte expansion après une crise, ou au contraire, connaissent un épisode de ralentissement après des années de croissance soutenue, les politiques à mettre en œuvre seront sensiblement différentes. Dans le premier cas des mesures visant à lisser l'expansion de la demande agrégée et la masse monétaire seraient peut-être envisageables afin d'éviter tout risque de surchauffe, alors que dans l'autre, l'accent devrait probablement être mis sur les politiques favorisant du côté de l'offre, une expansion de la capacité de production. Une condition indispensable à la réussite des politiques envisagées réside alors dans la connaissance détaillée et approfondie des fluctuations cycliques.

Dans le cas des pays en voie de développement (PED) l'analyse conjoncturelle est d'autant plus importante car en effet, premièrement, les pays en question sont généralement très dépendants des marchés internationaux (financiers, des biens et services et des matières premières), ce qui les rend extrêmement vulnérables aux fluctuations mondiales de prix, de même qu'à l'apparition et à la propagation de crises ; et deuxièmement, la fragilité du cadre institutionnel, propre à ces pays, accroît inéluctablement les coûts économiques, politiques et sociaux, associés à l'échec et à la perte de crédibilité, lors de la mise en place de politiques économiques incohérentes ou insoutenables dans le temps.

D'un point de vue empirique, les fluctuations économiques sont généralement étudiées à partir des principales caractéristiques du cycle conjoncturel, lequel est défini comme une séquence de changements récurrents dans le niveau agrégé de l'activité économique (Burns et Mitchell, 1946) ou en termes de déviations de la production par rapport à une tendance de long terme (Lucas, 1977), durant une période de temps déterminée. Théoriquement, l'analyse des

fluctuations de court terme s'appuie sur la formalisation, en situation d'équilibre général, des mécanismes explicatifs du cycle : ainsi d'un côté il est possible de retrouver les modèles de cycle réel, basés sur l'importance des chocs technologiques (Kydland et Prescott, 1982 ; Long et Plosser, 1983) et d'autre part, les modèles d'origine néo-keynésienne, centrés sur les imperfections des marchés (Blanchard et Fischer, 1989 ; Mankiw et Romer, 1991).

Il est important de signaler que les concepts précédemment évoqués ont été essentiellement conçus pour décrire les principales caractéristiques des économies industrialisées. Lorsque l'intérêt est porté sur les pays en développement, l'analyse des fluctuations cycliques est principalement restreinte par l'inadaptabilité des hypothèses des modèles de base, ainsi que par l'absence d'information statistique appropriée, aussi bien du point de vue quantitatif que qualitatif. Néanmoins, une littérature de plus en plus importante aborde depuis un certain temps les questions relatives aux fluctuations de court terme dans les PED.

Dans ce sens, Agénor et al. (2000) et Rand et Tarp (2002) dérivent tout un ensemble de faits stylisés du cycle, notamment en termes de relations de co-mouvement entre différents agrégats macroéconomiques, pour un groupe de pays en voie de développement ; de même, Mendoza (1995) propose un modèle de cycle réel, adapté aux caractéristiques des petites économies émergentes, particulièrement en ce qui concerne les mécanismes de transmission des chocs internationaux et l'importance des termes de l'échange.

Dans le cas spécifique de l'Amérique Latine, nombreux sont les travaux portant sur la forme et les sources du cycle de conjoncture, ainsi Pineda et Pineda (2003) s'intéressent au degré de synchronisation des économies latino-américaines, alors que Cashin (2004) analyse les principaux faits stylisés du cycle dans les pays des caraïbes. D'autre part, Hoffmaister et Roldos (1997) et Ahmed (2003) emploient des modèles structurels de vecteurs autorégressifs (SVAR) pour analyser les sources des variations cycliques dans la région. Par ailleurs, en relation aux modèles d'équilibre général, Suescún (1997) propose dans le cas de la Colombie, un modèle de cycle réel composé de trois secteurs: un secteur de biens non-échangeables, un secteur de biens échangeables et un secteur d'exportation de café. De même, Sáez et Puch (2004) portent leur attention sur les fluctuations cycliques de l'activité économique au

Venezuela à partir d'un modèle stochastique d'une petite économie ouverte avec deux secteurs d'activité, le pétrolier et le non pétrolier.

Toutefois, nous constatons que les interactions entre pays partenaires à l'intérieur d'une zone économique déterminée sont très peu considérées lorsqu'il s'agit d'étudier les fluctuations de court et moyen terme dans les PED, alors que depuis quelques années les accords régionaux entre pays émergents, ou accords Sud-Sud, tels que la Communauté Andine des Nations, le Mercosur, le CARICOM, l'ASEAN ou le COMESA prennent de plus en plus d'ampleur en termes d'échanges commerciaux intra-zone (WTO, 2004).

Dans ce sens, la littérature sur les accords régionaux s'est traditionnellement centrée sur des analyses de type coûts-bénéfices (Viner, 1950). Ainsi les accords Sud-Sud sont susceptibles de générer des pertes de bien-être liées à la destruction ou le détournement de commerce (Venables, 2003), notamment à cause du niveau relativement faible des échanges commerciaux régionaux, dû à l'existence d'avantages comparatifs très similaires (mêmes dotations factorielles relatives), et à la taille réduite de leurs marchés, rendant impossible l'apparition de gains d'efficience associés aux économies d'échelle et à l'accroissement de la concurrence. Néanmoins, récemment Mayda et Steinberg (2007) démontrent dans le cas du COMESA que l'accord régional en question a des effets positifs sur le commerce, bien que ceux-ci demeurent assez faibles. De même, Fugazza et Robert-Nicoud (2006) soutiennent que l'existence d'accords Sud-Sud peut faciliter l'accès des pays en développement aux marchés internationaux, dans la mesure où les producteurs locaux de biens finals accroissent leurs bénéfices grâce à la baisse du prix des biens intermédiaires induite par l'accord, ce qui leur permettrait de couvrir les coûts d'exportation.

En conséquence, à mesure que les processus d'intégration s'approfondissent et les échanges s'accroissent, les économies des PED deviennent de plus en plus dépendantes de leurs voisins régionaux et inévitablement de plus en plus vulnérables face aux chocs spécifiques frappant leurs principaux partenaires.

En ce qui suit nous présentons brièvement la Communauté Andine d'un point de vue institutionnel et économique, pour ensuite aborder les objectifs et la démarche scientifique adoptée dans ce travail de recherche.

## **La Communauté Andine des Nations : évolution institutionnelle**

La Communauté Andine des Nations (CAN) a vu le jour en 1969, avec la signature des Accords de Cartagena par la Bolivie, le Chili, la Colombie, l'Equateur et le Pérou. Le Venezuela s'est incorporé au processus en 1976 alors que le Chili s'en est écarté en 1979. Notons que récemment, en mai 2006, le gouvernement vénézuélien a décidé de quitter le bloc andin afin de s'intégrer pleinement au Mercosur.

Depuis sa création, le projet andin a pour objectif final une intégration allant au-delà de la conformation d'une Zone de Libre Echange (ZLE) ou d'une Union Douanière (UD), en effet il vise *''une amélioration permanente du niveau de vie des habitants de la sous-région''* (Article 1 de la Décision 563 des Accords de Cartagena), de même il cherche à atteindre un développement équilibré et harmonieux des pays membres, en réduisant les différences de richesse (CAN, 2004). Le processus d'intégration andine débute donc sous la forme d'un projet politique ; en effet, à l'époque l'échange intra-régional ne représente environ que 2% du total des échanges commerciaux des pays concernés.

Cette dimension sociopolitique du processus d'intégration est d'autant plus marquée lorsque nous considérons que la Bolivie et l'Equateur, les deux pays moins développés de la région, ont bénéficié d'un traitement préférentiel concernant les programmes d'industrialisation, les délais de libéralisation commerciale et l'accès au financement de la Corporation Andine du Développement (*Corporación Andina de Fomento*) et du Fonds Latino-américain de Réserves (*Fondo Latinoamericano de Reservas*).

Malheureusement, la crise budgétaire des années quatre-vingt et le subséquent manque d'engagement des pays membres ont eu un impact négatif sur le processus d'intégration économique. Ce n'est que vers le début des années quatre-vingt-dix qu'une nouvelle vague d'intégration débute avec la création d'une Zone de Libre Echange en 1993 entre la Bolivie, la Colombie, l'Equateur et le Venezuela ; le Pérou complétera son adhésion en 2005.

## **La Communauté Andine des Nations : principales caractéristiques**

Les pays membres de la CAN présentent un certain nombre de caractéristiques et de particularités, permettant d'illustrer à la fois leurs similitudes et leurs différences (tableau a).

**Tableau a. Production, inflation et taux de change réel dans les pays de la CAN**

Variable	Pays	1960-1968	1969-1978	1979-1988	1989-1998	1999-2002
<b>PIB par tête annuel moyen en US\$ 1995</b>	Bolivie	924.76	983.27	898.81	886.63	950.06
	Colombie	1184.01	1551.60	1898.28	2285.07	2278.10
	Equateur	1121.87	1472.96	1738.60	1762.01	1704.59
	Pérou	2135.32	2474.90	2479.30	2112.75	2357.07
	Venezuela	3985.17	4273.74	3675.25	3517.95	3217.27
<b>Taux d'inflation annuel moyen en %</b>	Bolivie	8.42	13.67	1383.05	12.55	3.32
	Colombie	11.51	17.90	23.36	23.93	8.83
	Equateur	3.93	11.27	27.49	41.38	45.05
	Pérou	10.13	20.47	148.12	1147.42	2.15
	Venezuela	1.13	5.65	15.78	53.54	20.98
<b>Indice du taux de change réel annuel moyen en monnaie nationale/US\$ (1995=100)</b>	Bolivie	81.26	78.63	1006.72	99.42	105.82
	Colombie	68.80	85.76	92.01	119.24	132.71
	Equateur	69.26	73.53	77.31	113.63	298.72
	Pérou	260.15	242.13	292.69	110.44	129.47
	Venezuela	56.83	72.41	82.24	119.94	77.65

Sources : Banque Mondiale, FMI et Penn World Tables

En relation à l'activité productive agrégée (tableau a) nous observons que la production réelle par habitant en dollars constants de 1995, de même que son évolution dans le temps, est assez divergente entre pays. Ainsi le Venezuela affiche le niveau de production par habitant le plus important de la région, soit environ 3000 dollars U.S, la Colombie et le Pérou suivent en ordre d'importance avec un PIB par tête proche des 2300 dollars. Ensuite nous retrouvons l'Equateur, dont la production per capita se situe aux alentours de 1700 dollars U.S ; pour terminer, la Bolivie présente le niveau de production par habitant le plus faible, soit en moyenne 1000 dollars. En termes d'évolution, nous constatons que pour l'ensemble des pays, exception faite du Venezuela, la production réelle par habitant a augmenté par rapport à celle de 1960. Remarquons que dans le cas de la Colombie le PIB par tête a pratiquement doublé en espace

de quarante ans, alors que le Venezuela affiche, durant la période 1999-2002, un niveau moyen de production réelle inférieur à celui enregistré durant les années soixante.

En ce qui concerne l'évolution des prix, nous distinguons la continue augmentation de l'inflation, notamment durant les décennies des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix. Ainsi le taux d'inflation annuel moyen de la Bolivie durant la période 1979-1988 fut largement supérieur à 1000%. Notons néanmoins qu'à partir de la deuxième moitié des années quatre-vingt-dix, des efforts considérables ont été menés, notamment en termes de politique budgétaire, afin de contrer la hausse continue des prix. A cet effet, de nos jours, seul le Venezuela affiche encore des niveaux d'inflation à deux chiffres.

Du côté du taux de change réel, nous constatons que la décennie quatre-vingt-dix représente une période de forte dépréciation réelle des monnaies andines. Remarquons que dans le cas de la Bolivie, cet ajustement à la hausse du taux de change réel a lieu plutôt durant les années quatre-vingt. De même, nous observons que pour la période 1999-2002, le Venezuela est le seul pays à connaître une appréciation réelle du taux de change par rapport à l'année de base.

En relation à la variabilité des indicateurs macroéconomiques préalablement présentés (tableau b), nous distinguons, en ce qui concerne le PIB réel par tête, une volatilité de moins en moins importante pour la presque totalité des pays, mis à part les cas de l'Equateur et du Venezuela.

Au niveau de la volatilité de l'inflation, elle est très marquée pour l'ensemble des pays andins : les plus grands épisodes correspondant à la Bolivie durant la décennie des années quatre-vingt et au Pérou durant les années quatre-vingt-dix. Seulement la Colombie affiche une volatilité continuellement décroissante tout au long de la période d'étude.

Finalement, la volatilité du taux de change réel est très présente dans tous les cas, dans ce sens, son importance semble augmenter durant les épisodes de plus forte inflation, notamment durant les années quatre-vingt dans le cas de la Bolivie.

**Tableau b. Volatilité de la production, l'inflation et du taux de change réel dans les pays de la CAN**

Variable	Pays	1960-1968	1969-1978	1979-1988	1989-1998	1999-2002
<b>PIB par tête annuel moyen en US\$ 1995</b>	Bolivie	68.70	73.72	95.05	49.78	3.80
	Colombie	53.50	144.66	76.13	126.56	10.08
	Equateur	33.76	212.67	59.99	30.27	45.10
	Pérou	157.90	114.71	157.26	208.71	34.91
	Venezuela	208.00	113.95	298.17	141.68	161.89
<b>Taux d'inflation annuel moyen en %</b>	Bolivie	5.98	19.23	3662.70	4.99	2.98
	Colombie	10.40	8.02	3.92	4.01	1.91
	Equateur	2.28	5.66	15.51	16.43	38.47
	Pérou	4.61	17.71	184.97	2461.64	1.82
	Venezuela	1.75	2.85	7.89	23.09	8.74
<b>Indice du taux de change réel annuel moyen en monnaie nationale/US\$ (1995=100)</b>	Bolivie	9.12	18.07	2553.06	4.18	9.40
	Colombie	7.17	6.41	23.90	21.92	20.67
	Equateur	3.54	10.09	23.15	13.75	200.43
	Pérou	39.52	33.00	61.77	11.45	6.87
	Venezuela	9.34	1.07	22.38	20.37	7.78

Sources : Banque Mondiale, FMI et Penn World Tables

La volatilité est représentée par l'écart-type de chaque variable durant la période envisagée

En relation aux flux commerciaux, le tableau c présente la décomposition, par type de produit, des exportations et des importations des pays de la région andine en 2004.

Tout d'abord, en ce qui concerne les exportations, nous constatons la grande importance des produits miniers tels que le pétrole et le gaz naturel dans l'ensemble des économies de la région andine ; à cet effet, dans le cas du Venezuela le pétrole représente plus de 80% des exportations totales du pays. Par ailleurs nous observons que les produits manufacturés ne représentent que 25% des exportations totales des pays de la région, exception faite de la Colombie. Du côté des importations, nous distinguons une très grande

dépendance envers les produits manufacturés d'origine étrangère, ainsi pour la Colombie et le Venezuela ces importations déterminent plus de 85% des importations totales.

**Tableau c. Composition des exportations et des importations des pays de la CAN en %  
(2004)**

<b>Exportations</b>			
	<b>Agriculture</b>	<b>Mines</b>	<b>Manufacture</b>
<b>Bolivie</b>	27.7	51.3	21.0
<b>Colombie</b>	14.1	48.5	37.4
<b>Equateur</b>	24.1	51.2	24.8
<b>Pérou</b>	22.4	61.0	16.6
<b>Venezuela</b>	3.8	82.4	13.8
<b>Importations</b>			
	<b>Agriculture</b>	<b>Mines</b>	<b>Manufacture</b>
<b>Bolivie</b>	11.1	9.6	79.3
<b>Colombie</b>	5.9	0.7	93.2
<b>Equateur</b>	19.3	16.7	63.9
<b>Pérou</b>	14.4	17.8	67.8
<b>Venezuela</b>	9.6	2.0	88.4

Sources : INE (Bolivie), DANE (Colombie), INEC (Equateur), INEI (Pérou), INE (Venezuela)

En portant un regard sur les différents flux commerciaux existant entre la région et le reste du monde, le tableau d illustre l'évolution des exportations et des importations communautaires depuis 1990. Ainsi, environ 40% des exportations sont destinées aux Etats-Unis d'Amérique, alors que l'Union Européenne ne capte en 2002 que 12,3% des exportations totales de la CAN. Remarquons également qu'au niveau intracommunautaire les exportations n'ont cessé de croître bien qu'elles demeurent relativement assez faibles, environ 10,3% en 2002. Du côté des importations nous distinguons une évolution assez similaire à celle des exportations, les Etats-Unis demeurent le principal fournisseur des pays andins. De façon analogue, la part des importations andines en provenance des pays membres a continuellement augmenté, pour se situer en 2002 aux alentours de 14%. Par ailleurs, les

importations en provenance du Mercosur sont relativement plus importantes que les exportations andines vers le bloc en question.

**Tableau d. Exportations et importations des pays de la CAN par pays de destination et d'origine**

<b>Exportations</b>			
	<b>1990</b>	<b>1995</b>	<b>2002</b>
<b>Communauté Andine</b>	4.2	12.7	10.3
<b>Etats-Unis d'Amérique</b>	47.4	38.9	39.3
<b>Union Européenne (15)</b>	19.3	18.9	12.3
<b>Mercosur</b>	2.8	3.9	2.8
<b>Autres</b>	26.3	25.6	35.3
<b>Importations</b>			
	<b>1990</b>	<b>1995</b>	<b>2002</b>
<b>Communauté Andine</b>	6.7	13.0	13.9
<b>Etats-Unis d'Amérique</b>	36.8	34.9	27.2
<b>Union Européenne (15)</b>	23.7	18.1	15.1
<b>Mercosur</b>	8.7	7.8	11.2
<b>Autres</b>	24.1	26.2	32.6

Sources : INE (Bolivie), DANE (Colombie), INEC (Equateur), INEI (Pérou), INE (Venezuela)

D'autre part, en ce qui concerne les échanges commerciaux intracommunautaires, nous constatons que la part des exportations de chaque pays vers les autres pays de la CAN a progressivement augmenté depuis 1969 (tableau e). A cet effet, presque 30% des exportations boliviennes sont destinées au marché andin en 2002. Cependant dans les cas du Pérou et du Venezuela les exportations intracommunautaires ne représentent que 6,6% et 5,4% respectivement, du total de leurs exportations. En relation aux importations intracommunautaires, nous observons également une participation de plus en plus importante

pour l'ensemble des pays. Dans ce cas 22% des importations totales de l'Equateur proviennent de la région andine, suivit de près par le Pérou avec une participation de 16%.

**Tableau e. Participation en % des exportations et des importations intracommunautaires dans le total des exportations et des importations de chaque pays**

<b>Exportations</b>			
	<b>1969-1975</b>	<b>1991-1995</b>	<b>2002</b>
<b>Bolivie</b>	3.8	15.3	28.6
<b>Colombie</b>	8.1	14.8	19.5
<b>Equateur</b>	7.5	8.2	16.0
<b>Pérou</b>	2.5	7.7	6.6
<b>Venezuela</b>	1.1	6.8	5.4
<b>Importations</b>			
	<b>1969-1975</b>	<b>1991-1995</b>	<b>2002</b>
<b>Bolivie</b>	3.4	6.0	10.8
<b>Colombie</b>	3.8	11.9	11.4
<b>Equateur</b>	8.5	10.8	22.0
<b>Pérou</b>	8.0	14.5	16.0
<b>Venezuela</b>	0.9	5.7	11.5

Source : Communauté Andine des Nations (2004)

En règles générales nous observons que même si l'intégration commerciale est loin d'être très poussée, étant donnée l'ampleur du commerce extrarégional, les pays andins partagent tout un ensemble de caractéristiques structurelles susceptibles d'avoir des implications de court et moyen terme très importantes dans la conception et la mise en place des politiques de croissance et de développement, notamment en ce qui attrait au contrôle de l'inflation, à la crédibilité des régimes de change et à la diversification des activités de production, aussi bien au niveau national qu'au niveau régional. Ces caractéristiques communes seront donc l'objet de notre analyse.

## Objectifs et démarche scientifique

Le principal objectif de ce travail de recherche est d'analyser de façon intégrale les fluctuations économiques de court et moyen terme dans la Communauté Andine des Nations (Bolivie, Colombie, Equateur, Pérou et Venezuela). A cet effet, nous adoptons la vision "moderne" du cycle, précédemment évoquée, selon laquelle celui-ci s'exprime en termes de déviations de la production par rapport à une tendance de long terme pouvant être stochastique (Lucas, 1977).

Les trois grandes questions empiriques que nous abordons dans cette thèse à l'aide de différents outils statistiques et de modélisation, sont les suivantes :

- 1) Les cycles des pays andins sont-ils semblables ?
- 2) Quelles sont les sources des fluctuations cycliques dans la région ?
- 3) Les institutions jouent-elles un rôle en tant qu'éléments déterminants du cycle conjoncturel ?

Dans le premier chapitre nous analysons les similitudes cycliques entre les différents pays andins. Dans ce sens, l'intérêt est tout d'abord porté sur la forme du cycle conjoncturel, notamment en termes de durée et d'ampleur des phases, à travers la configuration d'un algorithme d'identification et la mise en place d'une procédure de re-échantillonnage *bootstrap*, permettant premièrement, de résoudre le problème associé à la longueur temporelle des séries chronologiques d'intérêt et deuxièmement, facilitant l'examen statistique des principales caractéristiques du cycle dans la région. Par la suite la synchronisation et l'existence de co-mouvement entre le cycle et d'autres agrégats macroéconomiques sont amplement étudiées au moyen d'une analyse détaillée des corrélations.

Les chapitres 2 et 3 de cette thèse visent à élucider les sources des fluctuations cycliques andines dans le contexte d'un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique, ayant la particularité d'intégrer simultanément des agents hétérogènes et des mécanismes de transmission régionaux. Ainsi premièrement, nous faisons un rappel détaillé des principaux modèles de cycle existant dans la littérature, en évoquant leurs principales hypothèses et limites, pour ensuite porter un regard critique sur les modèles déjà appliqués aux pays en développement (chapitre 2). Deuxièmement, nous présentons notre modèle d'équilibre général

dynamique (chapitre 3), dans lequel les pays partenaires et le reste du monde font face à trois chocs stochastiques différents : un choc spécifique de productivité, un choc spécifique d'investissement, et un choc régional des termes de l'échange. La dynamique du modèle est analysée à partir d'un ensemble de fonctions de réponse, alors que l'importance relative de chacune des innovations est dérivée à partir d'une analyse de décomposition de la variance.

Le chapitre 4 est dédié à l'étude de la croissance de court et long terme au Venezuela, particulièrement en ce qui concerne les interactions avec les institutions et l'abondance de ressources naturelles. Ainsi, après une analyse rigoureuse des principaux faits stylisés de l'économie vénézuélienne, nous introduisons un modèle d'équilibre général stochastique et dynamique avec qualité institutionnelle, dans lequel les agents font face à des chocs exogènes d'offre réelle et de ressources naturelles.

Dans le cinquième et dernier chapitre nous abordons empiriquement la question relative à l'importance de la qualité institutionnelle en tant qu'élément déclencheur des fluctuations de court terme en Amérique Latine. A cet effet nous faisons appel à des outils statistiques issus de l'analyse factorielle, dans le but d'extraire un groupe d'indicateurs institutionnels sous-jacents, passibles d'être corrélés avec la principale source de fluctuations cycliques dans la région. Des estimations en panel nous permettent, par la suite, d'apporter quelques éléments de réponse concernant le rôle des institutions.

Pour terminer, dans la conclusion générale nous répondons aux questions posées et faisons la synthèse de l'ensemble de nos résultats, notamment en vue de nos principaux apports méthodologiques, des implications de politique économique et des extensions possibles du présent travail de recherche.

**CHAPITRE I : LES FAITS STYLISÉS DU CYCLE  
ÉCONOMIQUE CONJONCTUREL DANS LES PAYS DE LA  
COMMUNAUTÉ ANDINE DES NATIONS**

## Introduction

Dans ce premier chapitre nous portons un regard d'ensemble sur les faits stylisés du cycle conjoncturel, aussi bien d'un point de vue théorique que d'un point de vue empirique. Notre objectif est d'établir un ensemble de résultats et de relations, nous permettant par la suite d'aborder de façon plus précise et rigoureuse l'analyse des fluctuations cycliques dans la région andine.

A cet effet, dans un premier temps nous abordons quelques concepts de base associés à l'étude des cycles économiques, notamment en termes de définitions, de procédures d'identification et de caractéristiques. Par la suite, nous évoquons quelques particularités du cycle dans les pays en voie de développement, généralement identifiées dans la littérature.

Dans la deuxième partie du chapitre, nous étudions empiriquement les principaux faits stylisés du cycle dans les pays de la Communauté Andine, à l'aide de données annuelles couvrant la période 1960-2002, en portant une attention toute particulière au degré de symétrie existant dans la région ; ainsi la durée et l'ampleur des phases du cycle, la synchronisation des économies, de même que les relations de co-mouvement entre différents agrégats macroéconomiques sont amplement analysées. Pour terminer nous avançons quelques arguments théoriques concernant les facteurs explicatifs des fluctuations cycliques dans la CAN et comparons nos faits stylisés à ceux déjà dérivés pour d'autres pays en voie de développement.

## I. Les aspects généraux du cycle économique

Dans cette partie nous abordons tout d'abord quelques concepts de base associés à l'étude des cycles économiques, en termes de définitions, de procédures d'identification et de caractéristiques. Ensuite nous portons notre attention sur les particularités de l'analyse du cycle dans les pays en voie de développement (PED).

### A. Concepts de base

#### 1. Définition

Depuis de nombreuses années, un grand intérêt a toujours été porté sur l'identification, la forme et les déterminants des fluctuations économiques de court terme. Dans ce sens, deux grandes interprétations du cycle ont généralement été proposées. En premier lieu, nous trouvons l'approche qualifiée de "classique", introduite par Burns et Mitchell (1946) et le *National Bureau of Economic Research* (NBER), selon laquelle le cycle est défini comme une séquence de changements récurrents, dans le niveau agrégé de l'activité économique, durant une période de temps comprise entre une et huit années. En deuxième lieu, nous distinguons la conception "moderne" du cycle économique, le cycle de croissance, abordée par Lucas (1977), selon laquelle les fluctuations de l'activité productive sont associées aux déviations du niveau agrégé de production par rapport à une tendance de long terme, cette dernière pouvant être stochastique.

En ce qui concerne les points de retournement et les phases du cycle, la terminologie de Mintz (1972) associe, dans le cas du cycle "classique", les extrema à des "pics" et des "creux"; ainsi la période de temps entre un pic et un creux (ou un creux et un pic) est considérée comme une phase de contraction (ou expansion). Dans le cas du cycle "moderne", les points de retournement sont assimilés à des "replis" et des "redressements" de l'activité productive; ainsi la période de temps entre un redressement et un repli (ou un repli et un redressement) est considérée comme une phase de forte (ou faible) croissance. Un cycle "classique" est donc composé d'une phase d'expansion et d'une phase de contraction, de même, un cycle "moderne" se divise en une phase de forte croissance et une phase de faible croissance.

## 2. Mesures

Un des aspects fondamentaux qui différencie les deux interprétations du cycle, antérieurement évoquées, est la nécessité, dans le cas de l'approche "moderne", de filtrer ou de décomposer les séries économiques en éléments de court, moyen et long terme. Considérons le logarithme d'une série temporelle ( $y_t$ ) se désagrégant de la façon suivante :

$$y_t = v_t + c_t + x_t \quad (1)$$

La composante de court terme ( $v_t$ ) définit généralement la volatilité de la série, celle de moyen terme ( $c_t$ ) est associée aux fluctuations cycliques, alors que les éléments de long terme ( $x_t$ ) représentent la tendance. Ainsi lors de l'analyse du cycle économique, l'intérêt est porté sur les caractéristiques de cette composante stochastique de moyen terme ( $c_t$ ). A cet effet, nombreuses sont les approches permettant de retrouver les différentes composantes d'une série temporelle. Deux grands types de procédures de filtrage peuvent être distinguées selon Canova (1998) : les méthodes basées sur des hypothèses statistiques, qui supposent que le cycle et la tendance sont inobservables, et celles centrées sur des hypothèses économiques, où la tendance est choisie selon un modèle économique, les préférences du chercheur ou tout simplement en fonction de la problématique abordée.

Parmi les approches statistiques nous retrouvons, tout d'abord, celles qui supposent l'absence de corrélation, entre les composantes cycliques ( $c_t$ ) et tendanciennes ( $x_t$ ), à savoir :

- Les fonctions polynomiales de temps

Dans ce cas l'élément de long terme de la série est approximé par une tendance polynomiale :

$$\begin{aligned} y_t &= c_t + x_t \\ x_t &= a + \sum_{i=1}^q b_i(t)^i \\ \hat{c}_t &= y_t - \hat{y}_t \end{aligned} \quad (2)$$

Le degré du polynôme est donné par ( $q$ ), et les valeurs de la tendance par ( $t$ ). La démarche consiste à estimer ( $y_t$ ) par rapport à la constante et à la fonction polynomiale de

temps. La composante de long terme ( $x_t$ ) correspond aux valeurs prédites de la régression, tandis que la composante cyclique ( $c_t$ ) est associée au résidu de cette dernière. Les principales limites de cette approche résident dans le choix arbitraire du degré du polynôme et l'inclusion de la volatilité de très court terme dans la mesure dérivée du cycle, entraînant ainsi, selon le choix de la forme fonctionnelle, une surévaluation ou une sous-évaluation de la composante cyclique de moyen terme.

- Les différences de premier ordre

Dans cette approche la composante de long terme ( $x_t$ ) est supposée suivre une marche au hasard sans dérive, alors que la composante cyclique ( $c_t$ ) est stationnaire. La série ( $y_t$ ) est définie de la façon suivante :

$$\begin{aligned} y_t &= y_{t-1} + \varepsilon_t \\ x_t &= y_{t-1} \\ \hat{c}_t &= y_t - y_{t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

La tendance ( $x_t$ ) est égale à ( $y_{t-1}$ ) et la composante cyclique ( $c_t$ ) correspond à la première différence de la série ( $y_t$ ). Une fois de plus le problème se trouve dans l'incorporation de la volatilité de très court terme dans la composante cyclique. D'autre part, la méthode repose sur l'hypothèse restrictive d'existence d'une racine unitaire. Si la variable étudiée n'est pas intégrée d'ordre 1, alors l'approche des différences de premier ordre tendra à surestimer l'ampleur de la composante cyclique de moyen terme (cas où l'autocorrélation serait inférieure à 1).

- Le filtre de Hodrick et Prescott (HP) (1980)<sup>1</sup>

Cette méthode permet d'extraire de façon optimale une tendance stochastique ( $x_t$ ) en fonction d'un paramètre de lissage prédéterminé :

$$\min_{[x_t]_{t=1}^T} \left[ \sum_{t=1}^T y_t^2 + \lambda \sum_{t=2}^T ((x_{t+1} - x_t) - (x_t - x_{t-1})) \right]^2, \lambda > 0 \quad (4)$$

<sup>1</sup> Notons que Canova (1998) considère ce filtre comme étant basée sur des principes économiques et statistiques, nous préférons néanmoins le classer, de par ses fondements mathématiques, avec les approches statistiques.

La taille de l'échantillon est donnée par  $T$ , et  $\lambda$  représente le paramètre de lissage. La composante cyclique ( $C_t$ ) est définie par la différence entre les valeurs observées de ( $Y_t$ ) et la composante de long terme ( $X_t$ ) obtenue par la procédure de filtrage. En relation au paramètre  $\lambda$ , à mesure que celui-ci augmente, le lissage par rapport à la série observée est plus important, tandis que lorsque il diminue, ce même lissage est moins marqué. Ainsi le paramètre est choisi en fonction de la fréquence des séries employées et de la durée envisagée du cycle, ce qui introduit un degré considérable de subjectivité et limite la portée de la procédure. Pour des données trimestrielles et des cycles d'une durée moyenne comprise entre 4 et 8 ans, un paramètre  $\lambda = 1600$  est habituellement employé dans la littérature. Dans le cas de séries annuelles le consensus est moins généralisé. Pour Ravn et Uhlig (2002) la valeur du paramètre de lissage, compatible avec des cycles proches en durée à 8 ans, devrait être de 6.25, alors que pour Baxter et King (1999)  $\lambda$  serait égal à 10. Par ailleurs, Cooley et Ohanian (1991) préfèrent un  $\lambda = 400$ , alors que Hodrick et Prescott (1980) suggèrent une valeur de 100.

- Les méthodes de domaine de fréquence

Cette méthodologie est basée sur l'analyse spectrale des séries chronologiques<sup>2</sup>. Afin de faciliter la compréhension de la procédure, définissons avant tout quelques éléments fondamentaux associés aux fluctuations cycliques: la fréquence, la période et le domaine de fréquence. La fréquence indique à quelle vitesse les cycles se déroulent, elle est inversement reliée à la période, qui décrit la longueur des cycles en unités de temps ; ainsi il devient évident que plus vite une variable effectue un cycle (fréquence), moins elle met de temps à effectuer ce cycle (période). En relation au domaine de fréquence, celui-ci représente un intervalle sur une droite réelle donnée où il sera possible d'identifier les différentes fréquences d'intérêt.

Les méthodes de domaine fréquentiel supposent que la composante tendancielle ( $X_t$ ) est plus significative à mesure que la fréquence du spectre de la série diminue, en d'autres termes, à mesure que les cycles durent plus longtemps. L'un des avantages de cette approche correspond à la possibilité de prendre en compte des tendances déterministes et/ou stochastiques, pour une même série, à condition que ces changements ne soient pas très

---

<sup>2</sup> L'analyse spectrale a pour but d'examiner les mécanismes à travers lesquels il est possible d'exprimer une série chronologique en terme de superposition de fonctions cycliques élémentaires (sinus et cosinus).

récurrents. L'approche consiste, *grosso modo*, à passer du domaine temporel au domaine fréquentiel pour arriver à identifier les cycles en fonction d'une longueur ou période prédéterminée, puis ensuite retourner au domaine temporel avec les séries filtrées. Formellement, la procédure de calcul se divise en trois grandes étapes. Premièrement, la série ( $y_t$ ) est modifiée par une transformation de Fourier discrète  $F_y$  permettant de passer du domaine temporel au domaine fréquentiel:

$$F_y(\omega) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n y_t e^{i\omega t}, \{y_t; t = 1, \dots, n\}, \left\{ \omega_s; s = \frac{2\pi s}{n}, s = 0, 1, \dots, n-1 \right\} \quad (5)$$

Où ( $\omega$ ) représente la bande de fréquence associée à la longueur du cycle envisagée. Dans un deuxième temps, les fréquences se trouvant en dehors de la bande d'intérêt ( $\omega$ ) sont "égalisées à 0", en d'autres termes les cycles dont la longueur ou la période est inférieure ou supérieure à celle préalablement définie par le chercheur sont annulés. Troisièmement, la série filtrée dans le domaine fréquentiel est convertie par l'inverse de la transformation de Fourier discrète en une série appartenant au domaine temporel, dont les composantes de court terme ( $v_t$ ) et de long terme ( $x_t$ ) ont été supprimées.

Trois grands problèmes sont associés à cette approche. Tout d'abord, la nécessité de travailler avec des séries stationnaires afin de pouvoir utiliser la transformation de Fourier, entraîne dans le cas d'existence d'une racine unitaire dans les séries, le choix difficile d'une méthode préalable de décomposition. Deuxièmement, la longueur du cycle est arbitrairement fixée par le chercheur. Troisièmement, les résultats issus de l'analyse fréquentielle sont très sensibles aux changements de longueur de l'échantillon. Ainsi des méthodes permettant d'approximer dans le domaine temporel, le filtre "idéal" du domaine fréquentiel ont été développées, telle que par exemple l'approche de Baxter et King (BK) (1999).

Notons néanmoins que tout récemment Corbae et Ouliaris (CO) (2003) ont introduit une nouvelle procédure permettant le filtrage dans le domaine fréquentiel de séries non stationnaires en niveaux<sup>3</sup>. Cette méthode permet également d'utiliser la totalité des observations de la série analysée, contrairement au filtre BK qui impose la troncature des données selon la longueur envisagée du cycle. Corbae et Ouliaris (2003) démontrent

---

<sup>3</sup> Voir Annexe II.

également, à l'aide de simulations de Monte Carlo, que leur filtre possède des propriétés statistiques supérieures, en termes de convergence, à celles des filtres HP et BK.

Portons maintenant notre attention sur les approches statistiques permettant d'identifier la composante de court, moyen et long terme d'une série chronologique, en supposant cette fois-ci l'existence de corrélation entre le cycle et la tendance. Nous retrouvons donc,

- La méthode de décomposition de Beveridge et Nelson (1981)

Cette décomposition est obtenue à partir d'une représentation ARIMA (p,d,q) de la série ( $y_t$ ). La composante cyclique ( $c_t$ ) est supposée être stationnaire, alors que la composante tendancielle ( $x_t$ ) ne l'est pas. Ainsi :

$$\begin{aligned} y_t &= c_t + x_t \\ x_t &= \lim_{M \rightarrow \infty} E[y_{t+M} - M\mu \mid \Omega_t] \\ c_t &= I(0) \end{aligned} \tag{6}$$

La tendance ( $x_t$ ) est approximée par la prévision de long terme de la série analysée ( $y_t$ ) ajustée par son taux de croissance moyen ( $M\mu$ ). Notons que par construction la corrélation entre les composantes cyclique et tendancielle est parfaite. Les auteurs démontrent également qu'à l'infini la tendance est représentée par une marche au hasard affichant le même taux de croissance que la série observée. Il est important de signaler que cette procédure présente certaines limitations. En effet, pour une série temporelle donnée il existe plusieurs représentations ARIMA possibles ne partageant pas forcément les mêmes caractéristiques dans le long terme, et pouvant par conséquent aboutir à des décompositions de la tendance et du cyclique très différentes.

- Les modèles à composantes inobservées

Ces modèles supposent que la composante tendancielle ( $x_t$ ) suit une marche au hasard avec dérive, tandis que la composante cyclique ( $c_t$ ) est associée à un processus stationnaire autorégressif d'ordre fini :

$$\begin{aligned}
y_t &= c_t + x_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon) \\
x_t &= x_{t-1} + \mu + \eta_t, \eta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta) \\
c_t &= \phi(l)c_{t-1} + \theta_t, \theta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\theta)
\end{aligned}
\tag{7}$$

Le terme ( $\mu$ ) représente le taux de croissance moyen de la composante tendancielle et les termes d'erreurs ( $\eta_t$ ) et ( $\theta_t$ ) sont indépendants de ( $\varepsilon_t$ ). Le modèle en question admet une représentation espace-état linéaire. La procédure consiste à estimer les paramètres  $\{\sigma_\varepsilon, \sigma_\eta, \sigma_\theta, \sigma_{\eta\theta}, \mu, \phi(l)\}$  par l'intermédiaire d'un algorithme itératif permettant de calculer la vraisemblance du modèle (Filtre de Kalman). Ainsi la composante cyclique non observée, est dérivée à l'aide de l'équation de transition associée à la tendance. La principale limitation de cette méthodologie réside dans le choix subjectif des propriétés des termes d'erreur, ce qui peut entraîner pour une même série analysée, toute une diversité de composantes cycliques ne partageant pas forcément les mêmes caractéristiques.

En ce qui concerne les méthodes basées sur des hypothèses économiques, elles supposent généralement l'existence d'indépendance entre les éléments cycliques et tendanciels. Nous distinguons donc deux grands types de modèles, ceux dont la tendance est déterministe et ceux dont la tendance est stochastique :

- Les modèles à tendance déterministe, King et al. (1988)

Dans ce cas la démarche est centrée sur l'adoption d'un modèle néoclassique d'accumulation de capital avec progrès technologique exogène :

$$\begin{aligned}
Y_t &= A.F(K_t, L_t) \\
y_t &= c_t + x_t \\
x_t &= x_0 + \delta_t \\
\hat{c}_t &= y_t - \hat{x}_t
\end{aligned}
\tag{8}$$

Ainsi, toutes les variables du modèle partagent une même composante tendancielle ( $x_t$ ), croissant à un taux prédéterminée ( $\delta_t$ ). Ce taux correspond en effet au taux de croissance du progrès technique. Finalement la composante cyclique ( $c_t$ ) d'une série ( $y_t$ ) est donnée par la différence entre cette variable et la composante tendancielle estimée. Le

problème avec cette approche se situe au niveau de la définition et de la calibration du progrès technique et de son taux de croissance. Une fois de plus les résultats peuvent être biaisés par les préférences du chercheur.

- Les modèles à tendance stochastique à la King et al. (1991) et Vahid et Engle (1993)

En relation à l'approche de King et al. (1991), elle se base sur l'introduction d'une composante de long terme ( $x_t$ ) stochastique et commune à toutes les variables du modèle d'accumulation de capital. Les composantes cycliques sont donc dérivées à partir d'estimations espace-état semblables à celles effectuées dans le cas des modèles à composantes inobservées. Par ailleurs, l'approche de Vahid et Engle (1993) consiste à distinguer le cycle et la tendance des variables du modèle envisagé, à partir de l'identification de relations de co-intégration entre les séries. Le ou les vecteurs de co-intégration sont ainsi associés à la composante tendancielle ( $x_t$ ) des variables du modèle. D'une certaine façon cette procédure correspond à la version à plusieurs variables de la décomposition de Beveridge et Nelson (1981). Elle souffre également des mêmes limitations, étant donné le grand nombre et la spécificité des relations de co-intégration réalisables.

### 3. Limites

Remarquons que ces procédures de filtrage ont fait l'objet de nombreuses critiques et débats. Tout d'abord, Canova (1998) signale que le grand nombre de méthodes disponibles pour modéliser les interactions entre éléments stochastiques et tendanciels d'une série économique et les différents degrés de subjectivité associés à chacune de ces approches, rend difficile l'adoption d'un concept universel du cycle. Par conséquent, les faits stylisés du cycle vont dépendre des méthodes de décomposition employées, aboutissant ainsi sur des mesures de volatilité, persistance ou synchronisation considérablement différentes selon le filtre sélectionné (Canova, 1994, 1998 et Harding et Pagan, 2002). Cependant, Burnside (1998) affirme qu'il existe un ensemble robuste de faits stylisés du cycle économique, indépendamment de la procédure de filtrage utilisée. Selon lui le problème réside, non pas dans le grand nombre de procédures disponibles, mais dans le manque de formalisation statistique,

à savoir, la mauvaise spécification du cycle et l'incompréhension des méthodes de décomposition.

En relation à la méthodologie, la plupart des procédures de décomposition, exception faite de celles basées sur l'analyse du domaine fréquentiel, négligent l'importance de la composante de très court terme ou de volatilité ( $V_t$ ). Ainsi, bien que la tendance soit convenablement identifiée, la mesure du cycle généralement adoptée renferme non seulement les fluctuations de moyen terme, mais aussi celles de très court terme. Notons également que la séparation entre composantes cycliques et tendancielle n'est pas toujours cohérente avec certains modèles de cycle réel où les chocs peuvent influencer simultanément la croissance de moyen et long terme (Stock et Watson, 1988), notamment lorsqu'il induisent des changements permanents sur le comportement des individus et l'intensité des facteurs de production.

#### 4. Identification et interprétation

Une fois le cycle défini, il reste à identifier empiriquement les points de retournement associés à chacune de ses phases. D'après Harding et Pagan (2002) toute démarche ou algorithme d'identification des extrema doit répondre à trois critères fondamentaux :

- Déterminer un ensemble de points de retournement potentiels
- Assurer l'alternance des maxima et minima
- Respecter un ensemble de règles qui satisfont les critères prédéterminés de durée et d'ampleur des phases et du cycle, à savoir, des règles de censure

Parmi les nombreuses approches existantes, celle du NBER développée par Bry et Boschan (BB) (1971) est fréquemment utilisée dans la littérature. Leur procédure consiste essentiellement à identifier les points de retournement d'une série à haute fréquence, généralement des valeurs mensuelles du PIB, à partir de la définition "classique" du cycle proposée par Burns et Mitchell (1946). D'autres critères basés sur la fréquence des séries (la version trimestrielle de l'algorithme BB), ainsi que sur la règle d'Okun (toute contraction doit avoir une durée minimale de deux trimestres), sont également employées (Massmann et al, 2003).

Suite à l'identification des points de retournement et des phases du cycle économique, Harding et Pagan (2002) suggèrent d'axer l'analyse des faits stylisés sur quatre grandes caractéristiques :

- La durée du cycle et de ses phases
- L'ampleur du cycle et de ses phases
- Le comportement symétrique ou asymétrique des phases
- Les mouvements cumulés à l'intérieur des phases

A cet effet, les auteurs signalent également l'importance de s'intéresser au co-mouvement des principales séries macroéconomiques pouvant faciliter la compréhension du cycle de référence. Ainsi, des mesures de synchronisation, basées sur la corrélation croisée et le nombre de périodes durant lesquelles plusieurs séries se trouvent simultanément dans une même phase, sont employées dans l'analyse de la concordance du cycle. Cette approche permet alors de classer les principaux indicateurs économiques par rapport au PIB ou à la composante cyclique de ce dernier (selon la définition adoptée), en termes de relations pro-cycliques, acycliques ou contra-cycliques.

Il est important de signaler que les concepts et les outils d'analyse du cycle, précédemment évoqués, sont essentiellement conçus et utilisés pour décrire les principales caractéristiques des économies industrialisées. Qu'en est-il donc du cas des pays en voie de développement et de leurs spécificités ? Dans la prochaine sous-section nous évoquons quelques éléments de réponse retrouvés dans la littérature.

## **B. Le cycle dans les pays en voie de développement**

Exception faite des travaux d'Agénor et al. (2000) et de Rand et Tarp (2002), dont les échantillons comprennent douze et quinze nations respectivement, la plupart des études empiriques du cycle dans les pays en voie de développement, portent sur des cas ou des régions spécifiques. Au niveau régional par exemple, Pineda et Pineda (2003) s'intéressent au degré de synchronisation des économies latino-américaines, alors que Cashin (2004) analyse les principaux faits stylisés du cycle dans six pays des caraïbes. Au niveau national, nous retrouvons les études de Cáceres et Sáenz (2000) portant sur le Pérou, Reyes (2002) axée sur

le Mexique, Avella et Fergusson (2003) sur la Colombie, ou bien Sáez (2004) centrée sur le Venezuela.

Agénor et al. (2000) soutiennent que l'analyse des fluctuations économiques dans les PED est principalement restreinte par l'absence d'information statistique appropriée, aussi bien du point de vue quantitatif que qualitatif. Dans ce sens, ils signalent également, que les économies en voie de développement subissent assez fréquemment des crises et des changements dans leurs principaux indicateurs macroéconomiques rendant ainsi très difficile l'identification du cycle. Néanmoins dans l'ensemble, certaines régularités statistiques sont discernables dans les économies des PED :

- **Le cycle est plus court que dans les pays développés.** Rand et Tarp (2002) soutiennent que les cycles des économies en développement ont une durée moyenne maximale de trois ans (12 trimestres) alors que les cycles des économies industrialisées ont une durée moyenne maximale de 8 ans (32 trimestres).
- **L'activité productive est plus volatile que dans les pays développés** (Agénor et al, 2000 et Rand et Tarp, 2002).
- **L'activité industrielle des pays développés a un impact positif et significatif sur la production des PED** (Agénor et al, 2000 et Rand et Tarp, 2002).
- **La consommation est plus volatile que le PIB.** Ce qui d'après Rand et Tarp (2002) rend très difficile le lissage de la consommation dans le temps.
- **La consommation privée, l'investissement et l'épargne sont pro-cycliques** (Rand et Tarp, 2002).
- **Les dépenses publiques sont contra-cycliques** (Agénor et al, 2000).
- **La masse monétaire, le crédit intérieur privé et le salaire réel sont pro-cycliques** (Agénor et al, 2000 et Rand et Tarp, 2002).
- **L'indice des prix à la consommation et l'inflation sont contra-cycliques.** Rand et Tarp (2002) signalent que cette relation négative est d'autant plus significative en Amérique Latine, alors qu'en Europe et aux Etats-Unis elle tend à être positive.

- **Le taux de change effectif réel est acyclique** (Agénor et al, 2000 et Rand et Tarp, 2002).
- **Les importations sont pro-cycliques** (Rand et Tarp, 2002).
- **L'aide au développement et l'investissement direct étranger sont acycliques** (Rand et Tarp, 2002).

Il est désormais temps de passer à l'analyse des principaux faits stylisés du cycle économique dans les pays de la Communauté Andine.

## II. Les faits stylisés du cycle dans les pays de la Communauté Andine des Nations

Dans cette section nous portons notre intérêt premièrement sur les données et la démarche méthodologique employée, pour ensuite analyser le degré de synchronisation des économies andines ainsi que leur co-mouvement avec d'autres séries macroéconomiques. Finalement, nous comparons le cycle andin à celui d'autres pays en voie de développement.

### A. Données et méthodologie

#### 1. Les données

Nous employons des séries annuelles (1960-2002) à prix nationaux constants couvrant l'essentiel de l'activité productive des cinq pays membres de la CAN et de leur principal partenaire commercial, les Etats-Unis d'Amérique<sup>4</sup>. Ces séries proviennent des bases de données *World Development Indicators* de la Banque Mondiale, *International Financial Statistics* du Fonds Monétaire International, *Oxford Latin American Economic History Database* de l'université d'Oxford et *Penn World Tables* de l'université de Pennsylvanie. Notre choix d'utiliser des données à fréquence annuelle, est basé sur la qualité et la disponibilité des séries statistiques nécessaires à la "dissection" du cycle économique. Notons que Agénor et al. (2000) et Rand et Tarp (2002) utilisent un indice trimestriel de production industrielle ; à cet effet, deux raisons nous empêchent d'employer une telle mesure pour approximer l'activité productive dans les pays andins : premièrement, ce type d'agrégat n'est disponible que sur une assez courte période de temps et pour nombre restreint de pays en voie de développement ; deuxièmement, l'indice de production industrielle exclut, par définition, l'activité agricole et minière, des secteurs dont l'importance est loin d'être négligeable pour les pays de la CAN. Dans ce sens, Pineda et Pineda (2003) dans leur analyse de la synchronisation des économies sud-américaines construisent des séries trimestrielles du PIB à partir de données annuelles, en employant des méthodes d'interpolation et de transfert de structures. Nous croyons néanmoins que cette approche pourrait introduire des erreurs de mesure supplémentaires et ne permettrait pas d'analyser la corrélation du cycle avec d'autres variables macroéconomiques.

---

<sup>4</sup> Voir dans l'Annexe I la description des variables employées.

## 2. Extraction et identification du cycle

Notre approche méthodologique est basée sur la conception "moderne" du cycle économique introduite par Lucas (1977), et définie dans la section précédente. A cet effet, nous employons deux méthodes de filtrage : le très connu filtre de Hodrick et Prescott (1980) et un nouveau filtre de domaine de fréquence développé par Corbae et Ouliaris (2003)<sup>5</sup>.

L'utilisation du filtre CO est avantageuse dans la mesure où il permet d'extraire dans le domaine fréquentiel, à partir d'une longueur préétablie par le chercheur, la composante cyclique d'une série non stationnaire sans avoir à la transformer. De même, contrairement à la plupart des méthodes de décomposition, le filtre CO facilite l'identification des éléments cycliques en supprimant convenablement la volatilité de très court terme des séries chronologiques.

La démarche adoptée se divise donc en deux grandes étapes. Dans un premier temps nous allons étudier les aspects descriptifs du cycle "moderne" ou cycle de croissance, tout particulièrement l'identification des phases, leur ampleur et leur durée, pour ensuite déterminer le degré de synchronisation des économies andines. Dans un deuxième temps nous allons analyser le co-mouvement existant entre le cycle "moderne" et les composantes cycliques d'un ensemble de variables macroéconomiques d'intérêt.

En relation à la procédure d'identification du cycle, nous employons une règle de sélection assez simple basée sur la périodicité des séries employées. Tout d'abord nous supposons qu'un cycle est composé d'une phase de forte croissance (expansion) et d'une phase de faible croissance (contraction), chacune d'entre elles ayant une durée minimale d'un an. Afin d'éviter l'apparition de points de retournement aberrants, à savoir, des périodes de très faible croissance ou décroissance, nous ne considérons que les fluctuations supérieures en valeur absolue, à la moitié de l'écart-type de la composante cyclique du PIB du pays en question ( $\sigma_c$ ), ainsi, nous adoptons une règle de censure adaptée aux fluctuations inhérentes à chaque série. Dans ce sens, Cashin et McDermott (2002) et Cashin (2004) ne considèrent, dans leur procédure d'identification des cycles, que les fluctuations supérieures en valeur absolue, à 0,5%. C'est-à-dire, ils ne s'intéressent qu'aux changements de phase entraînant un déplacement du PIB par rapport à sa tendance de long terme supérieurs à 0,5% et inférieurs à -0,5%.

---

<sup>5</sup> Voir Annexe II. Ce filtre est également utilisé par Cashin (2004) dans l'analyse du cycle économique de six pays des caraïbes.

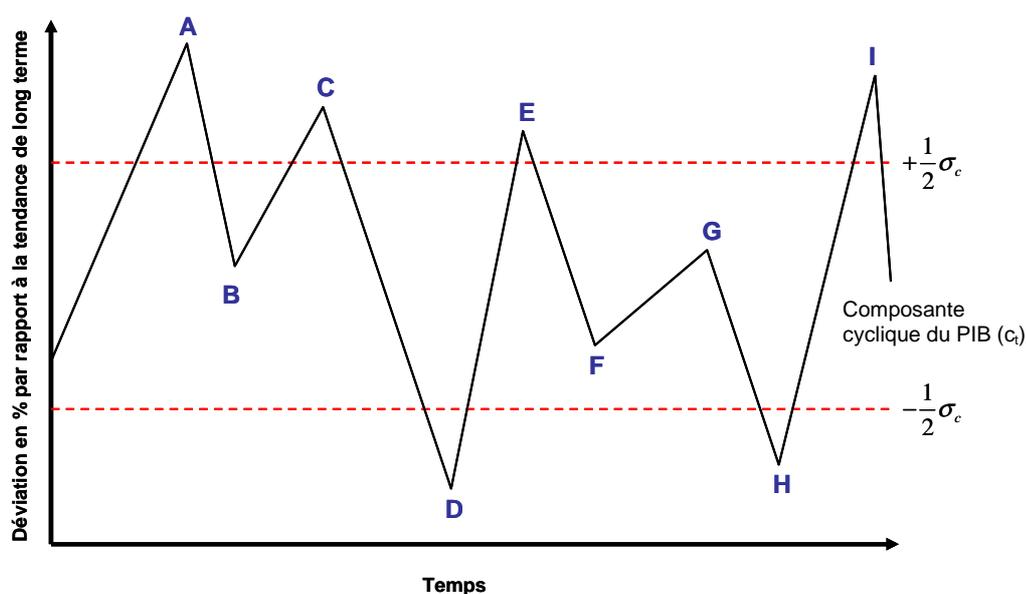
Ainsi, nous définissons les points de redressement et de repli de la composante cyclique ( $c_t$ ) du PIB en logarithmes, de la façon suivante (voir figure I.1) :

Si  $c_i > \frac{1}{2}\sigma_c$  et  $c_i > c_{i+1}$  et  $c_i > c_{i-1}$ ,  $i \in [2, T-1]$  alors  $c_i$  est un point de repli.

Si  $c_j < -\frac{1}{2}\sigma_c$  et  $c_j < c_{j+1}$  et  $c_j < c_{j-1}$ ,  $j \in [2, T-1]$  alors  $c_j$  est un point de redressement.

L'alternance des phases de redressement et de repli est assurée en imposant une dernière règle de censure : lorsque l'alternance des points de retournement n'est pas respectée, seuls les extrema les plus importants, en valeur absolue de la déviation par rapport à la tendance, sont conservés.

Figure I. 1. Identification des phases du cycle



Ainsi la figure I.1 illustre la procédure d'identification des phases du cycle de croissance, les points de replis sont caractérisés par les repères A,E,I, alors que les points de redressement sont associés aux repères D et H. De façon similaire, les phases de faible croissance sont données par AD et EH, tandis que les phases de forte croissance sont définies par DE et HI. Remarquons que les points B,F et G ne sont pas considérés comme des extrema puisqu'ils n'impliquent pas un déplacement du cycle, par rapport à la tendance de long terme, supérieur en valeur absolue à la moitié de l'écart-type de la composante de moyen terme du

PIB. En relation au point C, malgré sa significativité, celui-ci n'est pas considéré comme un maximum, étant donné qu'il représente une déviation du cycle inférieure à celle de l'extremum de même signe qui le précède, le point A (règle de censure assurant l'alternance des phases).

### 3. Le re-échantillonnage

Parmi les difficultés rencontrées lors de l'analyse des cycles, nous retrouvons celles associées à la longueur des échantillons employés. En effet plus les échantillons sont courts, moins il y a de cycles à identifier et plus sensibles sont les résultats à la méthode d'identification utilisée, rendant ainsi toute inférence statistique pratiquement impossible (Abad et Quilis, 1998). De même, Camacho et al. (2004) signalent qu'avec des échantillons très courts il est difficile d'identifier convenablement les points de retournement au début et à la fin de la période d'étude, entraînant également une perte d'information assez considérable.

Une des solutions envisageables consiste à employer des méthodes de re-échantillonnage *bootstrap* (Efron 1979), pour ainsi déterminer la distribution empirique et les écarts-types des statistiques d'intérêt du cycle. Dans le cas des séries temporelles l'approche la plus utilisée est celle du re-échantillonnage par blocs ou *block bootstrap*. Ainsi, des échantillons artificiels sont générés, en tirant aléatoirement avec remise, à partir de données observées stationnaires, des blocs d'observations d'une longueur spécifique<sup>6</sup>. Parmi les méthodes de re-échantillonnage par blocs nous distinguons celles dont les blocs de longueur fixe sont imbriqués, *moving block bootstrap*, (Künsch, 1989) et non-imbriqués, *nonoverlapping block bootstrap*, (Carlstein, 1986) de celles dont la longueur du bloc d'observations tirées est aléatoire, *stationary bootstrap*, (Politis et Romano, 1993). Cette dernière approche est récemment employée par Camacho et al. (2004) dans l'estimation du cycle économique européen. Nous préférons néanmoins l'approche du re-échantillonnage par blocs imbriqués proposée par Künsch (1989) et employée par Abad et Quilis (1998) dans l'identification du cycle en Espagne. En effet, Lahiri (1999) démontre que les méthodes de re-échantillonnage par blocs de longueur fixe et imbriqués sont supérieures, en termes de minimisation du biais d'estimation, aux approches à blocs aléatoires. En ce qui suit nous exposons brièvement l'approche proposée par Künsch (1989) :

---

<sup>6</sup> La longueur des blocs est déterminée afin de préserver la structure d'autocorrélation de l'échantillon étudié.

Soit  $c = \{c_t : t = 1 \dots T\}$  une série chronologique stationnaire. Cette série est divisée en  $(T - b + 1)$  blocs imbriqués de même longueur ( $b$ ). La méthode consiste donc à extraire avec remise  $(T/b)$  blocs d'observations. En répétant ( $H$ ) fois cette procédure nous arrivons à construire un échantillon de séries artificielles  $c^{(h)} = \{c_t^{(h)} : t = 1 \dots T, h = 1 \dots H\}$ .

Si  $(\theta)$  représente une caractéristique déterminée du processus générateur des données observées et si nous définissons  $\hat{\theta} = S(c)$  comme étant son estimateur, alors il est possible d'obtenir une distribution *bootstrap* de ce même estimateur en appliquant  $S(\cdot)$  à l'ensemble des répétitions calculées :

$$\hat{\theta}^{(h)} = S(c^{(h)}) \quad (9)$$

Ainsi l'estimateur *bootstrap* devient :

$$\hat{\theta}^{boot} = H^{-1} \sum_{h=1}^H \hat{\theta}^{(h)} \quad (10)$$

Dans le contexte de cette étude ( $c_t$ ) est associée à la composante cyclique ou de moyen terme du PIB en logarithmes, obtenue après l'application des procédures de filtrage HP et CO, alors que  $(\theta)$  définit les principaux indicateurs descriptifs du cycle, à savoir, l'ampleur, la durée et le nombre de phases, entre autres.

#### 4. La synchronisation

Finalement, en ce qui concerne le degré de synchronisation et de co-mouvement des cycles, nous adoptons une démarche centrée sur l'analyse détaillée de la corrélation, similaire à celle suivie par Agénor et al. (2000) et Rand et Tarp (2002) :

Soient  $(c_t^A)$  et  $(c_t^B)$  deux séries stationnaires, la corrélation croisée entre  $(c_t^A)$  et  $(c_{t-j}^B)$  est donnée par  $\rho(j)$ ,  $j \in (0, \pm 1, \pm 2, \dots, k)$ , de même, la significativité des relations est vérifiée pour des coefficients de corrélation supérieurs en valeur absolue à  $\sigma_T = T^{-\frac{1}{2}}$ , où  $(T)$  représente la taille de l'échantillon. Nous dirons donc qu'une variable est :

- **pro-cyclique**, si  $j^* = \max |\rho(j)| \Rightarrow \rho(j^*) > 0$
- **acyclique**, si  $0 < |\rho(j)| < \sigma_T$
- **contra-cyclique**, si  $j^* = \max |\rho(j)| \Rightarrow \rho(j^*) < 0$

De même, il est possible de classifier ces relations en fonction de leur niveau de significativité. La relation est alors dite :

- **forte**, si  $2\sigma_T < |\rho(j)| < 1$
- **faible**, si  $\sigma_T < |\rho(j)| < 2\sigma_T$

L'ensemble de la méthodologie adoptée étant déjà présenté, Il est maintenant possible d'aborder l'analyse empirique des principaux faits stylisés du cycle économique dans les pays de la CAN.

## B. Cycles et synchronisation des économies andines

### 1. Extraction et identification du cycle

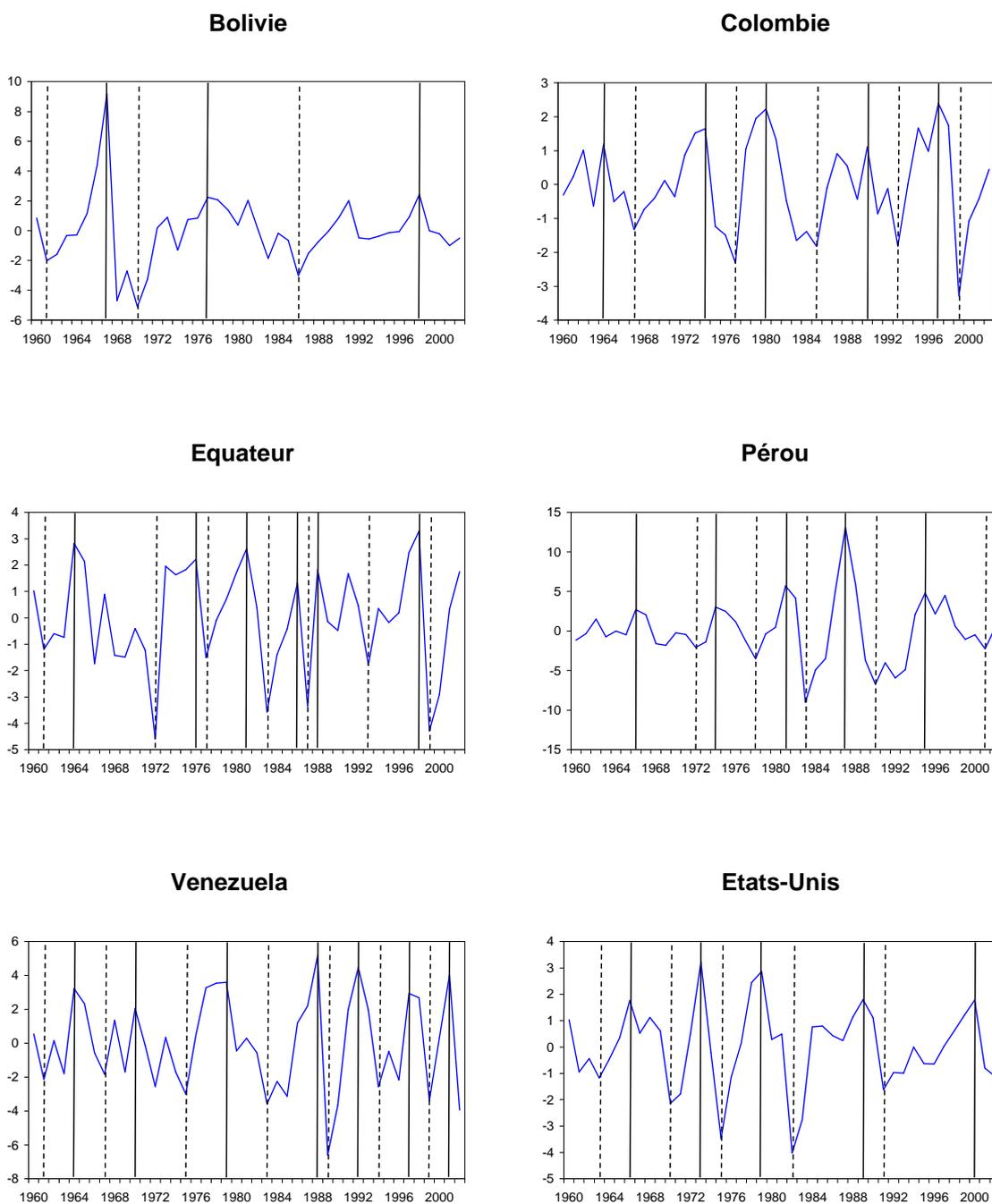
Dans un premier temps nous allons procéder au filtrage des séries annuelles du logarithme du PIB réel à prix nationaux constants pour chacun des pays considérés dans l'analyse. En relation au calibrage des filtres statistiques HP et CO nous choisissons des valeurs correspondant à une longueur du cycle comprise entre 2 et 8 ans, suivant ainsi de près la méthodologie de Burns et Mitchell (1946)<sup>7</sup>. Dans le cas du filtre HP, Baxter et King (1999) suggèrent d'utiliser, pour des données annuelles, un paramètre de lissage ( $\lambda$ ) égal à 10 afin d'obtenir des cycles économiques d'une longueur moyenne comprise entre 6 trimestres (2,5 ans) et 32 trimestres (8 ans).

Les résultats ainsi obtenus sont présentés dans les graphiques I.1 et I.2, les points de retournement sont identifiés selon la règle de sélection définie précédemment.

<sup>7</sup> Il est important de signaler que certains auteurs préfèrent travailler sur des longueurs de cycle spécifiques à chaque pays (Agénor et al, 2000, Rand et Tarp, 2002 et Cashin, 2004, entre autres), arrivant ainsi à calibrer de façon "optimale" les procédures statistiques qu'ils utilisent.

### Graphique I. 1. Le cycle moderne 1960-2002 : filtre HP (10)

(Déviation en % par rapport à la tendance de long terme)

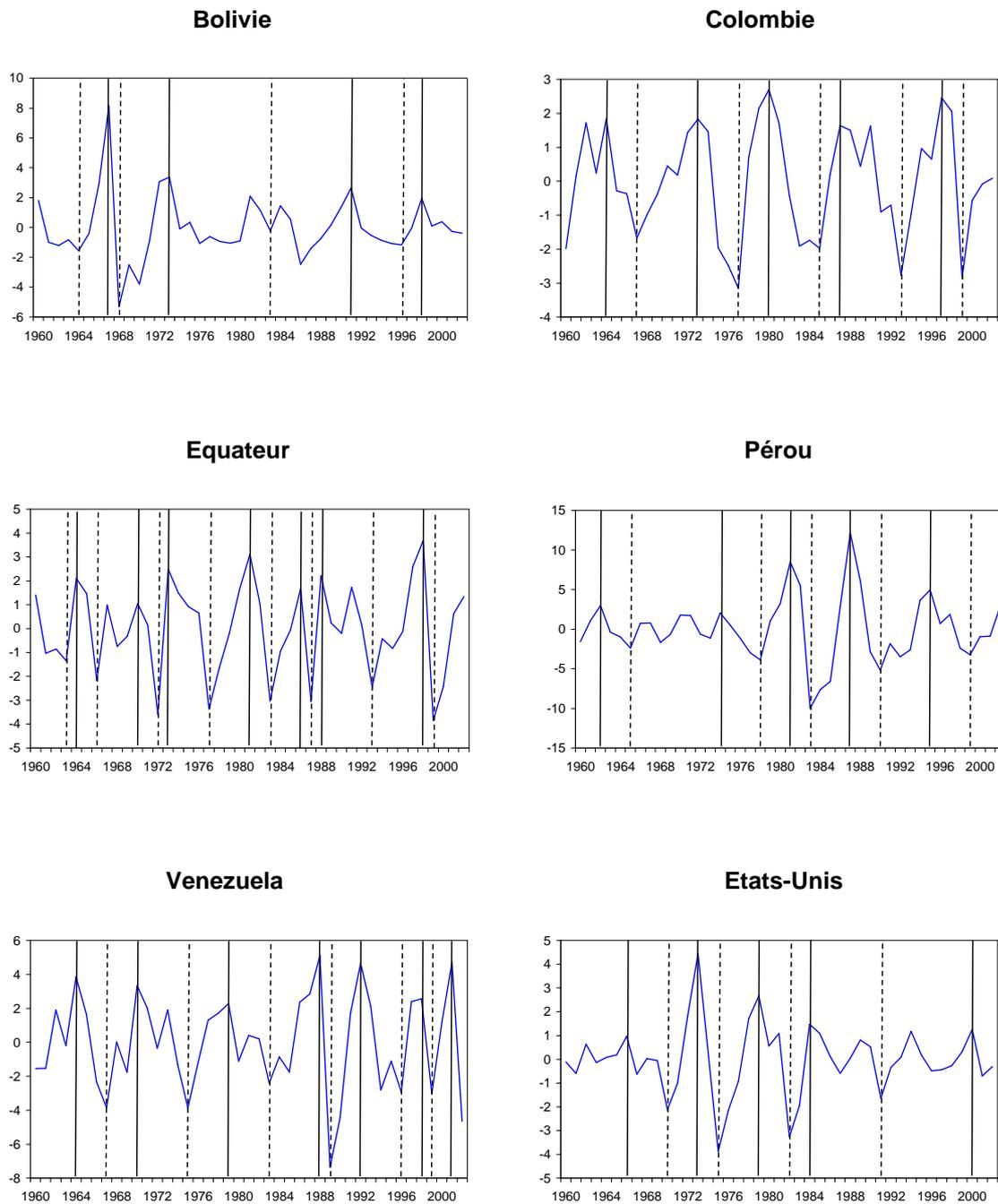


Source : Calculs de l'auteur

Les lignes en pointillés indiquent la présence d'un point de redressement, alors que les lignes continues signalent la présence d'un point de repli.

## Graphique I. 2. Le cycle moderne 1960-2002 : filtre CO (2,8)

(Déviation en % par rapport à la tendance de long terme)



Source : Calculs de l'auteur

Les lignes en pointillés indiquent la présence d'un point de redressement, alors que les lignes continues signalent la présence d'un point de repli.

De façon générale nous observons d'assez grandes similitudes, tant au niveau de la forme comme au niveau de l'ampleur des changements, entre les composantes cycliques, HP et CO, d'un même pays. De même, l'apparition de points de retournement semble être dans l'ensemble, plus fréquente à partir du début des années quatre-vingt, dans ce sens, les phases deviennent plus courtes en durée et également plus importantes en termes de déviation par rapport à la tendance. Notons également le cas "atypique" de la Bolivie, pays pour lequel les points de retournement sont beaucoup moins présents et dont le cycle paraît avoir une longueur largement supérieure à huit ans. En ce qui concerne les Etats-Unis, l'alternance des points de retournement est beaucoup plus marquée jusqu'au milieu des années quatre-vingt, à partir de ce moment les phases de repli et de redressement deviennent plus longues en durée et moins importantes en termes de déviation par rapport à la tendance de long terme.

En relation aux caractéristiques des cycles économiques des pays de la CAN, nous portons notre attention sur le nombre de phases, leur durée et leur ampleur. Afin de tester la robustesse des résultats, nous effectuons une procédure de re-échantillonnage par blocs imbriqués avec remise (Künsch, 1989), sur chacune des composantes cycliques du PIB des pays andins ( $c_t$ ) antérieurement calculées (graphiques I.1 et I.2). Nous choisissons de tirer des blocs de huit observations basés sur la définition de la longueur du cycle préalablement adoptée. Ainsi, nous essayons de préserver la structure de corrélation ou de co-mouvement sous-jacente à chaque composante cyclique. Les indicateurs observés et simulés, sur la base de 1000 répétitions, sont présentés dans le tableau I.1. En ce qui concerne les résultats obtenus, nous constatons tout d'abord une certaine cohérence entre les méthodes de filtrage utilisées. En effet les cycles obtenus par le filtre HP et postérieurement simulés, ont une durée moyenne comprise entre 5,79 (écart-type de 1,24) années (le cas du Venezuela) et 12,31 (écart-type de 4,41) années (le cas de la Bolivie). Avec le filtre CO le cycle économique andin simulé a une durée comprise entre 5,69 (écart-type de 0,92) années (le cas de la Colombie) et 9,54 (écart-type de 2,80) années (les cas de la Bolivie). La durée moyenne du cycle économique dans les pays andins est très proche de celle généralement identifiée dans les pays industrialisés. Mis à part la Bolivie, dont le cycle a une durée moyenne proche de dix ans, le reste des pays de la CAN affiche des cycles économiques observés et simulés d'une durée moyenne légèrement inférieure à huit ans. Bien entendu, ces résultats ne sont guère

surprenants, dans la mesure où l'extraction de la composante cyclique du PIB, par les filtres HP et CO, suppose la présomption d'une longueur déterminée du cycle. L'intérêt de la procédure d'identification réside dans la dérivation des principales caractéristiques du cycle, élément central de la mise en place de politiques économiques cohérentes et soutenables dans le temps<sup>8</sup>. Ainsi, nous observons un degré de symétrie assez important dans la durée et l'ampleur des phases de repli et de redressement de chaque pays, appréciation corroborée par les résultats de la procédure de simulation. En effet les valeurs moyennes et les écarts-types simulés de la durée et de l'ampleur des phases par pays sont très semblables, qu'il s'agisse d'un repli ou d'un redressement. Prenons par exemple le cas du Venezuela (tableau I.1, résultats de la procédure de filtrage CO). Nous constatons que les phases de redressement durent 3,4 ans (écart-type de 1,07), affichant une ampleur moyenne ou changement dans le taux de croissance proche à 7,53% (écart-type de 1,07) ; Parallèlement, les phases de repli durent 2,93 années (écart-type de 0,82), avec une ampleur moyenne proche de -7.62% (écart-type de 1,14).

Un autre aspect important du cycle dans les pays de la CAN est celui de la volatilité et notamment de la volatilité relative à leur principal partenaire commercial, le Etats-Unis. A cet effet les valeurs observées et simulées indiquent que les composantes cycliques de la plupart des économies andines, exception faite de la Colombie, sont de 1,2 à 2,75 fois plus volatiles que celle des Etats-Unis. Notons qu'avec le filtre HP le cycle de la Colombie est moins volatil (écart-type moyen simulé de 1,30) que celui des Etats-Unis (écart-type moyen simulé de 1,58). Indépendamment de la méthode de filtrage employée nous constatons que les économies les plus volatiles sont, en ordre décroissant, le Pérou et le Venezuela, suivies par la Bolivie et l'Equateur. Finalement, dans le but de déterminer le degré de symétrie existant dans la région andine, nous testons la similitude des caractéristiques cycliques simulées des économies en question (partie inférieure du tableau I.1). Les résultats indiquent que pour chaque caractéristique simulée, les divergences sont très significatives ; en effet, l'hypothèse nulle d'égalité régionale des indicateurs cycliques, à savoir, l'existence de symétrie en termes des caractéristiques du cycle, est largement rejetée dans tous les cas. Les cycles andins sont donc considérablement différents.

---

<sup>8</sup> Les stratégies à adopter varieront en fonction de la position relative de l'économie dans le cycle : récession ou expansion.

Tableau I. 1. Caractéristiques observées et simulées du cycle

Filtre HP (10)	Bolivie		Colombie		Equateur		Pérou		Venezuela		Etats-Unis	
	obs.	sim.	obs.	sim.	obs.	sim.	obs.	sim.	obs.	sim.	obs.	sim.
Phases de redressement	3.00	3.42 (0.98)	4.00	4.96 (1.00)	6.00	6.03 (1.20)	4.00	4.13 (0.97)	7.00	6.77 (1.40)	5.00	4.37 (0.96)
Phases de repli	2.00	2.83 (0.96)	5.00	5.46 (0.99)	6.00	6.57 (1.22)	5.00	4.59 (1.01)	6.00	7.40 (1.41)	4.00	4.96 (0.97)
Durée moyenne du cycle (années)	15.50	12.31 (4.41)	8.25	7.55 (1.53)	6.80	6.32 (1.31)	7.25	8.88 (2.35)	6.17	5.79 (1.24)	8.50	8.34 (1.82)
Durée moyenne des phases de redress. (années)	8.33	7.61 (3.82)	4.75	4.19 (1.28)	3.33	3.42 (0.90)	3.50	4.43 (1.77)	3.29	3.11 (0.86)	5.20	5.15 (1.43)
Durée moyenne des phases de repli (années)	6.00	4.90 (3.05)	3.20	3.42 (1.02)	3.00	2.93 (1.13)	4.20	4.52 (2.47)	2.83	2.66 (0.67)	2.75	3.34 (1.23)
Ampleur moyenne des phases de redress. (variation %)	7.61	7.78 (2.80)	3.66	3.57 (0.55)	5.02	5.16 (0.62)	11.96	12.08 (3.36)	6.94	6.79 (1.25)	4.77	4.86 (0.80)
Ampleur moyenne des phases de repli (variation %)	-9.76	-8.02 (3.32)	-3.78	-3.58 (0.59)	-5.53	-5.11 (0.65)	-10.56	-12.21 (3.47)	-7.07	-6.82 (1.30)	-5.22	-4.87 (0.87)
Volatilité (écart type du cycle)	2.33	2.36 (0.65)	1.31	1.30 (0.16)	1.95	1.89 (0.15)	3.93	4.11 (0.88)	2.71	2.70 (0.33)	1.53	1.58 (0.22)
Volatilité par rapport aux Etats-Unis	1.52	1.49	0.85	0.82	1.27	1.20	2.57	2.60	1.77	1.71	1.00	1.00
Filtre CO (2,8)	obs.	sim.	obs.	sim.	obs.	sim.	obs.	sim.	obs.	sim.	obs.	sim.
Phases de redressement	4.00	3.85 (0.98)	4.00	4.74 (0.88)	7.00	6.73 (1.07)	4.00	4.21 (1.10)	6.00	6.08 (1.11)	4.00	4.57 (1.19)
Phases de repli	3.00	4.33 (1.06)	5.00	5.22 (0.86)	7.00	7.21 (1.10)	5.00	4.78 (1.06)	6.00	6.58 (1.07)	4.00	4.98 (1.20)
Durée moyenne du cycle (années)	10.33	9.54 (2.80)	8.25	7.98 (1.52)	5.67	5.69 (0.92)	8.25	8.74 (2.52)	6.17	6.35 (1.13)	8.50	8.11 (2.23)
Durée moyenne des phases de redress. (années)	3.75	5.01 (2.26)	3.75	3.89 (1.07)	2.71	3.02 (0.78)	5.25	4.80 (2.16)	3.17	3.40 (0.81)	4.50	3.68 (1.41)
Durée moyenne des phases de repli (années)	6.33	4.49 (2.62)	4.00	4.07 (1.16)	2.43	2.72 (0.77)	3.20	3.93 (2.17)	3.00	2.93 (0.82)	4.00	4.50 (2.21)
Ampleur moyenne des phases de redress. (variation %)	6.66	7.06 (2.34)	3.75	4.44 (0.44)	5.05	5.18 (0.49)	12.27	12.52 (3.48)	7.68	7.53 (1.07)	5.19	4.89 (1.19)
Ampleur moyenne des phases de repli (variation %)	-7.71	-7.35 (2.76)	-4.58	-4.43 (0.46)	-5.41	-5.17 (0.51)	-11.06	-12.37 (3.65)	-7.54	-7.62 (1.14)	-5.12	-4.95 (1.27)
Volatilité (écart type du cycle)	2.14	2.22 (0.55)	1.59	1.61 (0.15)	1.89	1.85 (0.14)	4.06	4.23 (0.96)	2.82	2.79 (0.39)	1.46	1.54 (0.31)
Volatilité par rapport aux Etats-Unis	1.47	1.44	1.09	1.05	1.30	1.20	2.79	2.75	1.94	1.81	1.00	1.00
Test d'égalité des moyennes des séries simulées (statistique-F ANOVA)												
	Degrés de liberté		stat-F		Probabilité							
Durée moyenne du cycle (HP)	4, 4995		992.45		0.00							
Durée moyenne du cycle (CO)	4, 4995		773.83		0.00							
Durée moyenne des phases de redress. (HP)	4, 4995		1874.95		0.00							
Durée moyenne des phases de redress. (CO)	4, 4995		1548.57		0.00							
Ampleur moyenne des phases de redress. (HP)	4, 4995		2745.33		0.00							
Ampleur moyenne des phases de redress. (CO)	4, 4995		2653.29		0.00							

Source: Calculs de l'auteur sur la base de 1000 répétitions  
Ecart-types entre parenthèses

## 2. Synchronisation des cycles andins

Nous allons maintenant aborder la question relative à la synchronisation des économies andines à travers l'analyse des corrélations croisées précédemment évoquée.

Dans le tableau I.2 sont présentés les différents coefficients de corrélation calculés à partir des composantes cycliques observées, couvrant jusqu'à trois périodes retardées et avancées des séries. A cet effet, nous parlerons donc de faible ou de forte synchronisation lorsque la relation de co-mouvement entre deux séries filtrées du PIB sera faible ou fortement pro-cyclique et contemporaine. Dans ce sens, le tableau I.3 synthétise les principales caractéristiques du co-mouvement dans les pays de la CAN. Notons que le degré de significativité des corrélations, à savoir, faible ou forte, est déterminé en fonction de l'écart-type approché dans l'échantillon ( $\sigma_T \approx T^{-(1/2)}$ ).

En termes de synchronisation (tableau I.3), nous constatons qu'avec le filtre HP il existe une forte synchronisation entre la Colombie et l'Equateur, la Colombie et le Pérou et l'Equateur et le Venezuela, cette synchronisation est plutôt faible dans le cas de l'Equateur et le Pérou. Avec le filtre CO la synchronisation est forte entre la Colombie et le Pérou et faible entre la Colombie et le Venezuela et entre l'Equateur et le Venezuela. Notons que la Bolivie ne semble être synchronisée avec aucun des pays andins, alors qu'elle l'est faiblement avec les Etats-Unis. Au contraire, le cycle économique de la Bolivie semble être avancé par rapport aux cycles des autres pays de la CAN.

Nous observons également que bien que les économies andines ne soient pas parfaitement synchrones dans leur ensemble, la plupart des relations de co-mouvement sont pro-cycliques, mis à part la relation existant entre les cycles du Pérou et du Venezuela. Ainsi, le groupe des pays dont le degré de synchronisation est le plus important, serait composé par la Colombie, l'Equateur et le Venezuela.

Pour terminer, en ce qui concerne le co-mouvement avec l'économie des Etats-Unis, celui-ci est généralement fortement significatif et pro-cyclique, exception faite du cas de l'Equateur. De même, nous constatons que les fluctuations de moyen terme aux Etats-Unis affichent un certain retard par rapport aux fluctuations de la plupart des pays de la Communauté Andine, en dehors de la Colombie.



**Tableau I. 3. Synchronisation des cycles**

	Bolivie		Colombie		Equateur		Pérou		Venezuela		Etats-Unis	
	HP	CO	HP	CO								
<b>Bolivie</b>												
<b>Colombie</b>	P (WE,+3)	P (ST,+3)										
<b>Equateur</b>	P (ST,+2)	P (WE,+2)	P (ST,0)	P (ST,-1)								
<b>Pérou</b>	P (WE,+3)	P (WE,+3)	P (ST,0)	P (ST,0)	P (WE,0)	C (ST,-3)						
<b>Venezuela</b>	P (WE,+2)	P (ST,+3)	C (WE,-2)	P (WE,0)	P (ST,0)	P (WE,0)	C (WE,-2)	C (ST,-2)				
<b>Etats-Unis</b>	P (WE,0)	P (ST,-3)	P (WE,+1)	P (ST,+1)	C (WE,-1)	C (ST,-1)	P (WE,-3)	P (ST,+2)	P (WE,-2)	P (ST,-2)		

**Source: Calculs de l'auteur**

Les écarts-types sont approximés par  $T^{(-1/2)}$ , soit environ 0,152 pour 43 observations.

P,C (ST,WE,K)

P = pro-cyclique

C = contra-cyclique

ST = fortement

WE = faiblement

K = périodes retardées ou avancées

Nous allons maintenant passer à l'analyse du co-mouvement des cycles andins avec les composantes stochastiques de moyen terme d'un ensemble de variables synthétisant l'ensemble de l'activité économique dans ces pays.

### C. Co-mouvement du cycle avec d'autres variables macroéconomiques

Les agrégats macroéconomiques choisis pour l'étude du co-mouvement sont regroupés autour de 4 grands axes<sup>9</sup> :

- Les facteurs d'offre

Nous portons notre intérêt sur le stock de capital par travailleur et la productivité du travail, approchée par la production intérieure brute par travailleur (productivité apparente).

- Les facteurs de demande et l'épargne

Dans ce cas l'attention est centrée sur les principales composantes de la demande agrégée, à savoir, la consommation privée et publique, l'investissement privé et public, les exportations, les importations et l'épargne totale.

<sup>9</sup> A moins qu'il ne soit indiqué, ces variables sont exprimés à prix nationaux constants. Voir Annexe I pour une définition plus détaillée des variables employées.

- La monnaie

Les agrégats considérés sont la masse monétaire (M2), l'indice des prix à la consommation, le taux de change réel et le crédit intérieur privé.

- L'international

A cet effet le regard est porté sur les prix internationaux du pétrole et des métaux, des matières premières dans leur ensemble, ainsi que sur le PIB et le taux d'intérêt réel prêteur des Etats-Unis.

En ce qui suit, nous considérons les corrélations existant entre le cycle de chaque pays et les éléments stochastiques de moyen terme des variables d'intérêt, obtenus après filtrage des séries (HP, CO). Notons que la significativité de ces relations est définie selon la règle précédemment évoquée.

#### 1. Les facteurs d'offre

Nous constatons tout d'abord pour la plupart des pays andins, exception faite de la Colombie, une faible volatilité du stock de capital par travailleur (tableau I.4). Par contre, la productivité du travail est presque aussi volatile que la composante cyclique de la production.

En relation au co-mouvement, la composante de moyen terme du stock de capital par travailleur est fortement pro-cyclique pour la plupart des pays et ceci indépendamment de la méthode de filtrage utilisée. Dans le cas de la Bolivie cette relation de pro-cyclicité est contemporaine alors que pour l'Equateur elle est avancée d'une période. Remarquons néanmoins le cas du Pérou, pays pour lequel le rapport capital-travail est fortement contra-cyclique et retardé de deux périodes par rapport au cycle de référence. Ce résultat apparemment contradictoire peut être le reflet d'une certaine incohérence dans les politiques d'investissement public, notamment en termes de coordination avec le secteur privé et de choix des secteurs ciblés, tel que signalé par Cáceres et Sáenz (2000).

En ce qui concerne la relation entre les composantes cycliques du PIB et de la productivité du travail, nous n'observons aucune symétrie entre pays. D'une part les composantes de moyen terme de l'activité productive par travailleur de la Bolivie et du Pérou affichent des relations contra-cycliques, alors que d'autre part, la Colombie et le Venezuela

présentent des relations productivité-production, plutôt pro-cycliques. Finalement en ce qui concerne l'Equateur les résultats varient selon le filtre statistique employé.

Ainsi, à premier abord, le co-mouvement de moyen terme entre le capital et le PIB semble être assez homogène dans les pays andins ; néanmoins lorsqu'il s'agit de la productivité du travail, la relation avec le cycle, bien que significative, n'est plus aussi uniforme sur l'ensemble des pays.

**Tableau I. 4. Co-mouvement du cycle : Le capital et la productivité**

	Volatilité	k-3	k-2	k-1	0	k+1	k+2	k+3
<b>Capital/Travail</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	0.82	-0.07	-0.04	0.12	<b>0.37</b>	0.32	0.29	0.16
CO(2,8)	0.84	0.11	0.06	0.11	<b>0.20</b>	0.02	-0.05	-0.14
<b>Colombie</b>								
HP(10)	1.91	-0.35	-0.21	-0.01	0.36	<b>0.38</b>	0.25	0.02
CO(2,8)	1.68	-0.43	-0.16	0.20	<b>0.65</b>	0.53	0.19	-0.21
<b>Equateur</b>								
HP(10)	0.38	-0.13	-0.28	-0.34	0.18	<b>0.40</b>	0.13	0.00
CO(2,8)	0.41	0.07	-0.07	-0.18	0.18	<b>0.38</b>	-0.01	-0.27
<b>Pérou</b>								
HP(10)	0.52	-0.33	<b>-0.63</b>	-0.40	0.22	0.54	0.44	0.16
CO(2,8)	0.51	-0.24	<b>-0.73</b>	-0.58	0.05	0.43	0.40	0.17
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	0.41	-0.26	-0.44	-0.26	0.54	<b>0.58</b>	0.21	-0.18
CO(2,8)	0.40	-0.22	-0.40	-0.19	<b>0.60</b>	0.57	0.08	-0.43
<b>PIB/Travail</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	1.32	0.01	-0.08	<b>-0.16</b>	-0.07	0.09	0.15	0.16
CO(2,8)	1.37	-0.15	-0.28	<b>-0.31</b>	-0.07	0.20	0.29	0.25
<b>Colombie</b>								
HP(10)	2.02	<b>0.39</b>	0.23	0.01	-0.25	-0.19	-0.17	-0.02
CO(2,8)	1.96	<b>0.55</b>	0.29	-0.11	-0.49	-0.44	-0.30	0.01
<b>Equateur</b>								
HP(10)	1.01	<b>0.35</b>	-0.11	-0.30	-0.15	-0.01	0.05	0.12
CO(2,8)	1.01	0.20	-0.32	<b>-0.48</b>	-0.14	0.15	0.28	0.33
<b>Pérou</b>								
HP(10)	0.99	0.36	0.47	0.41	0.22	-0.19	-0.58	<b>-0.68</b>
CO(2,8)	0.98	0.19	0.42	0.43	0.23	-0.19	-0.58	<b>-0.62</b>
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	1.01	0.07	0.14	0.08	-0.02	0.06	<b>0.22</b>	0.19
CO(2,8)	1.02	-0.03	0.00	-0.09	-0.13	-0.10	0.24	<b>0.31</b>

**Source : Calculs de l'auteur**

La volatilité est le quotient entre les écarts-type des composantes cycliques des séries étudiées et du PIB du pays concerné. Les corrélations sont calculées entre la composante cyclique du PIB concerné et les k périodes retardées ou avancées de la variable étudié.

**Significativité des corrélations**

Pour T= 43,  $\sigma_{43}= 0,152$  et  $2\sigma_{43}= 0,305$   
 Pour T= 42,  $\sigma_{42}= 0,154$  et  $2\sigma_{42}= 0,309$   
 Pour T= 41,  $\sigma_{41}= 0,156$  et  $2\sigma_{41}= 0,312$   
 Pour T= 40,  $\sigma_{40}= 0,158$  et  $2\sigma_{40}= 0,316$

## 2. Les facteurs de demande et l'épargne

Les tableaux I.5, I.6 et I.7 montrent les résultats du co-mouvement entre le cycle des économies andines, l'épargne et les principales composantes de la demande agrégée de chaque pays. En ce qui concerne la consommation privée et publique (tableau I.5), nous distinguons de façon générale une plus grande volatilité de celle-ci par rapport à la production, remarquée également par Rand et Tarp (2002) pour un groupe de 15 pays en voie de développement, permettant ainsi de rejeter partiellement l'hypothèse de lissage de la consommation dans le temps, notamment à cause de l'importance des contraintes de liquidité.

**Tableau I. 5. Co-mouvement du cycle : La consommation**

	Volatilité	k-3	k-2	k-1	0	k+1	k+2	k+3
<b>Consommation Privée</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	1.60	-0.21	-0.06	0.09	<b>0.65</b>	0.20	0.05	-0.09
CO(2,8)	1.63	-0.27	-0.25	-0.17	<b>0.46</b>	-0.01	-0.08	-0.09
<b>Colombie</b>								
HP(10)	1.46	-0.29	-0.05	0.06	<b>0.76</b>	0.26	0.03	-0.28
CO(2,8)	1.28	-0.40	-0.09	0.15	<b>0.82</b>	0.38	0.06	-0.32
<b>Equateur</b>								
HP(10)	1.76	0.15	-0.32	-0.20	<b>0.52</b>	0.10	-0.07	-0.18
CO(2,8)	1.92	0.20	-0.26	-0.18	<b>0.51</b>	0.08	-0.12	-0.24
<b>Pérou</b>								
HP(10)	1.09	-0.34	-0.22	0.33	<b>0.81</b>	0.47	-0.13	-0.56
CO(2,8)	1.09	-0.41	-0.32	0.27	<b>0.78</b>	0.43	-0.23	-0.68
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	2.32	-0.23	-0.20	-0.05	<b>0.67</b>	0.33	-0.18	-0.38
CO(2,8)	2.26	-0.25	-0.24	-0.09	<b>0.61</b>	0.28	-0.29	-0.46
<b>Consommation Publique</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	1.82	-0.10	0.04	0.19	<b>0.56</b>	0.09	-0.12	-0.11
CO(2,8)	2.01	-0.29	-0.11	0.14	<b>0.62</b>	0.11	-0.17	-0.23
<b>Colombie</b>								
HP(10)	3.36	-0.28	-0.21	0.03	0.35	<b>0.57</b>	0.29	-0.12
CO(2,8)	3.20	-0.46	-0.24	0.14	0.54	<b>0.69</b>	0.33	-0.18
<b>Equateur</b>								
HP(10)	2.40	-0.04	-0.36	-0.07	<b>0.50</b>	0.36	-0.06	-0.24
CO(2,8)	2.53	-0.04	-0.42	-0.16	<b>0.42</b>	0.30	-0.13	-0.31
<b>Pérou</b>								
HP(10)	1.58	-0.26	-0.28	0.10	<b>0.54</b>	0.45	0.00	-0.31
CO(2,8)	1.46	-0.35	-0.45	-0.07	<b>0.45</b>	0.40	-0.03	-0.31
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	1.96	-0.34	-0.21	-0.08	<b>0.60</b>	0.19	-0.16	-0.14
CO(2,8)	1.98	-0.41	-0.26	-0.06	<b>0.63</b>	0.21	-0.17	-0.21

**Source : Calculs de l'auteur**

La volatilité est le quotient entre les écarts-type des composantes cycliques des séries étudiées et du PIB du pays concerné. Les corrélations sont calculées entre la composante cyclique du PIB concerné et les k périodes retardées ou avancées de la variable étudié.

**Significativité des corrélations**

Pour T= 43,  $\sigma_{43}= 0,152$  et  $2\sigma_{43}= 0,305$

Pour T= 42,  $\sigma_{42}= 0,154$  et  $2\sigma_{42}= 0,309$

Pour T= 41,  $\sigma_{41}= 0,156$  et  $2\sigma_{41}= 0,312$

Pour T= 40,  $\sigma_{40}= 0,158$  et  $2\sigma_{40}= 0,316$

De même, les consommations privées et publiques sont également fortement pro-cycliques et contemporaines pour l'ensemble des pays, exception faite de la Colombie, pays pour lequel la consommation publique est avancée d'une période par rapport au cycle.

Du côté de l'offre et de la demande de fonds prêtables (tableau I.6), nous constatons en premier lieu, que la relation de court terme entre l'épargne et l'activité économique est très spécifique au pays considéré. Dans le cas de la Bolivie cette relation semble être faiblement pro-cyclique et retardée d'une période. En ce qui concerne la Colombie et l'Equateur les résultats varient selon la méthode de filtrage employée, néanmoins ils indiquent, de façon générale, l'existence d'une relation contra-cyclique entre les composantes stochastiques de l'épargne et de la production réelle. En relation au Pérou et au Venezuela, nous trouvons que le rapport entre l'épargne et la croissance est pro-cyclique et contemporain pour le premier et contra-cyclique et avancé d'une période pour le deuxième.

De même, nos résultats ne rejettent pas l'existence d'une assez forte pro-cyclicité contemporaine entre les composantes cycliques de l'investissement et de la production tel que signalé par Rand et Tarp (2002) pour un échantillon de pays en voie de développement. Remarquons néanmoins les cas de la Bolivie et du Pérou, où les résultats sont plus sensibles au filtre statistique utilisé. Notons également que la volatilité relative au PIB est très semblable au niveau des pays, qu'il s'agisse de l'investissement privé ou public. Dans ce sens, nous trouvons que l'investissement est en moyenne de cinq à sept fois plus volatil que la production.

Finalement en ce qui concerne la balance commerciale (tableau I.7), nous observons que les composantes cycliques des exportations et des importations des pays membres de la CAN sont dans l'ensemble corrélées positivement avec les fluctuations de court terme du PIB, corroborant ainsi l'importance des échanges commerciaux et de l'ouverture dans l'évolution des petites économies. Nous constatons également que les exportations et les importations sont de trois à six fois plus volatiles que l'activité productive réelle. Dans le cas des importations il est possible de distinguer une très forte relation de pro-cyclicité avec la production, notons que cette relation est contemporaine pour presque tous les pays, exception faite du Pérou, pays pour lequel la relation est avancée d'une période.

Tableau I. 6. Co-mouvement du cycle : L'épargne et l'investissement

	Volatilité	k-3	k-2	k-1	0	k+1	k+2	k+3
<b>Epargne totale</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	28.50	0.00	0.11	0.13	0.05	-0.07	-0.11	-0.09
CO(2,8)	34.04	0.00	0.18	<b>0.24</b>	0.15	-0.03	-0.12	-0.16
<b>Colombie</b>								
HP(10)	7.86	-0.02	0.17	<b>0.36</b>	0.03	-0.33	-0.33	-0.13
CO(2,8)	6.46	0.11	0.24	0.36	-0.03	<b>-0.43</b>	-0.43	-0.17
<b>Equateur</b>								
HP(10)	5.91	-0.20	0.21	0.25	0.16	<b>-0.27</b>	-0.12	0.13
CO(2,8)	6.45	<b>-0.30</b>	0.11	0.19	0.14	-0.27	-0.09	0.18
<b>Pérou</b>								
HP(10)	3.56	-0.29	0.06	0.31	<b>0.41</b>	-0.01	-0.16	-0.05
CO(2,8)	3.74	-0.40	0.02	0.36	<b>0.50</b>	0.06	-0.16	-0.11
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	4.72	0.16	0.13	0.30	-0.25	<b>-0.45</b>	0.06	0.41
CO(2,8)	4.80	0.16	0.12	0.28	-0.24	<b>-0.44</b>	0.07	0.43
<b>Investissement Privé</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	5.37	0.21	0.02	0.13	<b>0.26</b>	-0.02	-0.01	-0.06
CO(2,8)	6.36	0.10	0.22	0.20	<b>0.35</b>	-0.12	-0.35	-0.32
<b>Colombie</b>								
HP(10)	7.30	-0.06	0.09	0.16	<b>0.48</b>	0.01	-0.23	-0.22
CO(2,8)	6.36	0.10	0.22	0.20	<b>0.35</b>	-0.12	-0.35	-0.32
<b>Equateur</b>								
HP(10)	5.99	0.00	-0.23	-0.09	<b>0.56</b>	0.04	-0.27	-0.03
CO(2,8)	6.45	0.07	-0.19	-0.08	<b>0.55</b>	-0.02	-0.38	-0.12
<b>Pérou</b>								
HP(10)	4.27	-0.60	-0.40	0.23	<b>0.70</b>	0.41	-0.05	-0.36
CO(2,8)	4.59	<b>-0.70</b>	-0.53	0.14	0.66	0.43	-0.01	-0.33
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	7.34	-0.27	-0.29	0.06	<b>0.82</b>	0.19	-0.38	-0.41
CO(2,8)	7.50	-0.30	-0.29	0.08	<b>0.79</b>	0.19	-0.44	-0.50
<b>Investissement Public</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	5.38	0.24	0.05	0.16	<b>0.26</b>	-0.05	-0.08	-0.08
CO(2,8)	5.90	<b>0.19</b>	-0.06	0.03	0.14	-0.15	-0.09	-0.03
<b>Colombie</b>								
HP(10)	7.51	-0.12	0.00	0.16	<b>0.48</b>	0.22	-0.10	-0.21
CO(2,8)	6.30	-0.05	0.12	0.24	<b>0.46</b>	0.14	-0.20	-0.34
<b>Equateur</b>								
HP(10)	6.42	-0.06	-0.26	-0.06	<b>0.57</b>	0.15	-0.25	-0.07
CO(2,8)	6.85	0.00	-0.26	-0.09	<b>0.54</b>	0.07	-0.38	-0.16
<b>Pérou</b>								
HP(10)	4.39	-0.59	-0.43	0.17	<b>0.67</b>	0.44	-0.02	-0.32
CO(2,8)	4.71	<b>-0.69</b>	-0.58	0.05	0.60	0.44	0.03	-0.26
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	6.88	-0.31	-0.29	0.06	<b>0.82</b>	0.15	-0.39	-0.35
CO(2,8)	7.02	-0.35	-0.31	0.09	<b>0.83</b>	0.17	-0.43	-0.44

**Significativité des corrélations**

Pour T= 43,  $\sigma_{43}= 0,152$  et  $2\sigma_{43}= 0,305$

Pour T= 42,  $\sigma_{42}= 0,154$  et  $2\sigma_{42}= 0,309$

Pour T= 41,  $\sigma_{41}= 0,156$  et  $2\sigma_{41}= 0,312$

Pour T= 40,  $\sigma_{40}= 0,158$  et  $2\sigma_{40}= 0,316$

**Source : Calculs de l'auteur**

La volatilité est le quotient entre les écarts-type des composantes cycliques des séries étudiées et du PIB du pays concerné. Les corrélations sont calculées entre la composante cyclique du PIB concerné et les k périodes retardées ou avancées de la variable étudié.

Tableau I. 7. Co-mouvement du cycle : Les exportations et les importations

	Volatilité	k-3	k-2	k-1	0	k+1	k+2	k+3
<b>Exportations</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	3.74	-0.09	0.09	0.12	0.23	<b>0.23</b>	0.12	-0.10
CO(2,8)	4.41	-0.26	-0.08	0.02	0.25	<b>0.31</b>	0.18	-0.10
<b>Colombie</b>								
HP(10)	5.99	-0.07	0.18	<b>0.29</b>	0.12	-0.23	-0.20	-0.26
CO(2,8)	4.41	-0.05	0.22	0.34	0.14	-0.25	-0.30	<b>-0.35</b>
<b>Equateur</b>								
HP(10)	5.92	-0.14	0.20	<b>0.27</b>	0.08	-0.06	-0.10	0.15
CO(2,8)	6.77	<b>-0.32</b>	0.02	0.17	0.06	-0.01	0.00	0.23
<b>Pérou</b>								
HP(10)	3.06	0.21	<b>0.34</b>	0.05	-0.11	-0.08	-0.04	0.20
CO(2,8)	3.15	0.25	<b>0.46</b>	0.18	-0.03	-0.12	-0.16	0.05
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	4.66	0.21	0.15	0.13	-0.33	-0.25	0.10	<b>0.38</b>
CO(2,8)	4.63	0.20	0.10	0.05	-0.39	-0.30	0.14	<b>0.48</b>
<b>Importations</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	2.80	-0.04	0.03	0.03	<b>0.46</b>	0.24	0.09	-0.09
CO(2,8)	3.09	-0.24	-0.22	-0.19	<b>0.39</b>	0.26	0.17	-0.01
<b>Colombie</b>								
HP(10)	5.61	-0.17	0.06	0.10	<b>0.51</b>	0.11	0.10	-0.32
CO(2,8)	4.73	-0.16	0.08	0.15	<b>0.49</b>	0.11	0.01	-0.42
<b>Equateur</b>								
HP(10)	3.51	0.03	0.05	-0.05	<b>0.33</b>	0.24	-0.19	-0.09
CO(2,8)	3.51	-0.06	-0.03	-0.09	<b>0.36</b>	0.27	-0.22	-0.13
<b>Pérou</b>								
HP(10)	2.78	-0.27	-0.24	0.07	0.51	<b>0.55</b>	-0.07	-0.36
CO(2,8)	2.72	-0.33	-0.34	-0.01	0.47	<b>0.50</b>	-0.13	-0.41
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	5.16	-0.26	-0.14	0.06	<b>0.74</b>	0.21	-0.27	-0.25
CO(2,8)	4.86	-0.29	-0.21	0.00	<b>0.68</b>	0.14	-0.39	-0.33

**Source : Calculs de l'auteur**

La volatilité est le quotient entre les écarts-type des composantes cycliques des séries étudiées et du PIB du pays concerné. Les corrélations sont calculées entre la composante cyclique du PIB concerné et les k périodes retardées ou avancées de la variable étudié.

**Significativité des corrélations**

Pour T= 43,  $\sigma_{43}= 0,152$  et  $2\sigma_{43}= 0,305$   
 Pour T= 42,  $\sigma_{42}= 0,154$  et  $2\sigma_{42}= 0,309$   
 Pour T= 41,  $\sigma_{41}= 0,156$  et  $2\sigma_{41}= 0,312$   
 Pour T= 40,  $\sigma_{40}= 0,158$  et  $2\sigma_{40}= 0,316$

3. La monnaie

Le tableau I.8 présente le résultat du calcul des corrélations croisées entre les composantes cycliques de certains agrégats monétaires et du PIB.

En ce qui concerne la masse monétaire, nous n'observons aucune homogénéité, au niveau de la région, dans le comportement des relations de co-mouvement. D'un côté la Bolivie et l'Equateur affichent des relations masse monétaire-PIB contra-cycliques, alors que pour les autres pays andins, cette même relation change selon la procédure de filtrage employée.

Dans le cas de l'indice des prix à la consommation, la Colombie et l'Equateur exhibent des relations pro-cycliques et avancées avec la production, pour le Venezuela cette même

relation est fortement contra-cyclique et contemporaine, alors que pour la Bolivie et le Pérou la corrélation entre les composantes stochastiques de l'IPC et du PIB réel change de signe en fonction du filtre statistique utilisé.

En relation aux éléments de court terme du taux de change réel, nous trouvons l'existence de co-mouvement significatif entre ceux-ci et les composantes cycliques du PIB de chaque pays, contrairement à ce qui est avancé par Agénor et al. (2000) et Rand et Tarp (2002). Ainsi dans le cas de la Bolivie et de la Colombie le co-mouvement du taux de change réel avec l'activité productive est contra-cyclique, à cet effet, une augmentation ou dépréciation du taux de change réel est associée à une diminution ou contraction de la composante cyclique de la production. Dans le cas du Pérou la relation est fortement pro-cyclique et retardée de deux périodes, ainsi, une dépréciation ou augmentation du taux de change réel correspond à un redressement ou amélioration de l'activité économique de moyen terme. Finalement en ce qui concerne l'Equateur et le Venezuela la relation de co-mouvement entre la composante stochastique du taux de change réel et le cycle, varie selon la méthode de filtrage adoptée. Notons également que dans la plupart des cas l'évolution du taux de change semble précéder celle de la production.

Par ailleurs, la relation entre la composante de court terme du crédit intérieur privé et celle du PIB est clairement pro-cyclique dans le cas de la Bolivie, du Pérou et du Venezuela. Pour l'Equateur cette relation est contra-cyclique et avancée d'une période, alors que dans le cas de la Colombie les résultats ne sont pas concluants étant données les différences obtenues en fonction du filtre employé.

Tableau I. 8. Co-mouvement du cycle : La monnaie

	Volatilité	k-3	k-2	k-1	0	k+1	k+2	k+3
<b>Masse monétaire</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	20.87	0.15	0.03	-0.08	-0.06	-0.05	<b>-0.17</b>	-0.14
CO(2,8)	21.51	0.09	-0.19	<b>-0.37</b>	-0.25	-0.03	0.06	0.24
<b>Colombie</b>								
HP(10)	3.01	-0.07	<b>-0.31</b>	-0.09	0.27	0.15	0.27	0.21
CO(2,8)	2.48	-0.13	-0.30	-0.04	<b>0.33</b>	0.18	0.19	0.12
<b>Equateur</b>								
HP(10)	5.68	<b>-0.51</b>	-0.20	0.30	0.35	-0.02	-0.14	-0.05
CO(2,8)	5.57	<b>-0.46</b>	-0.17	0.32	0.32	-0.15	-0.32	-0.16
<b>Pérou</b>								
HP(10)	12.13	0.20	-0.03	-0.34	<b>-0.65</b>	-0.57	-0.03	0.58
CO(2,8)	11.91	0.22	-0.02	-0.34	-0.62	-0.43	0.20	<b>0.81</b>
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	2.60	0.13	0.26	<b>0.50</b>	0.02	-0.42	-0.19	0.14
CO(2,8)	2.48	0.18	0.26	<b>0.38</b>	-0.22	<b>-0.57</b>	-0.30	0.14
<b>IPC</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	23.82	<b>0.20</b>	0.15	0.03	-0.11	-0.10	-0.05	-0.14
CO(2,8)	24.44	0.30	0.10	-0.17	<b>-0.39</b>	-0.27	-0.01	0.10
<b>Colombie</b>								
HP(10)	2.62	-0.07	-0.32	-0.28	-0.19	0.12	0.38	<b>0.44</b>
CO(2,8)	2.06	-0.16	-0.50	-0.48	-0.31	0.16	<b>0.59</b>	0.58
<b>Equateur</b>								
HP(10)	3.93	0.10	0.20	0.09	-0.23	-0.27	0.13	<b>0.40</b>
CO(2,8)	4.46	-0.01	-0.02	-0.11	-0.28	-0.27	0.18	<b>0.49</b>
<b>Pérou</b>								
HP(10)	13.68	0.23	-0.03	-0.36	<b>-0.68</b>	-0.60	-0.05	0.55
CO(2,8)	12.78	0.29	0.02	-0.35	-0.67	-0.49	0.17	<b>0.80</b>
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	2.79	0.06	0.19	0.11	<b>-0.34</b>	-0.14	0.06	0.27
CO(2,8)	2.84	0.16	0.23	0.06	<b>-0.46</b>	-0.16	0.00	0.24
<b>Taux de change réel</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	22.26	-0.04	-0.10	<b>-0.15</b>	0.01	0.04	-0.12	-0.05
CO(2,8)	25.20	-0.20	<b>-0.26</b>	-0.22	0.11	0.24	0.09	0.11
<b>Colombie</b>								
HP(10)	3.87	0.29	0.21	-0.10	<b>-0.34</b>	-0.24	-0.21	-0.15
CO(2,8)	3.14	0.42	0.24	-0.19	<b>-0.51</b>	-0.37	-0.27	-0.05
<b>Equateur</b>								
HP(10)	4.37	0.13	<b>0.41</b>	0.04	0.05	-0.01	-0.24	-0.40
CO(2,8)	4.29	-0.03	0.33	-0.02	0.11	0.10	-0.19	<b>-0.42</b>
<b>Pérou</b>								
HP(10)	2.31	0.50	<b>0.63</b>	0.26	-0.25	-0.30	-0.30	-0.01
CO(2,8)	2.53	0.57	<b>0.73</b>	0.32	-0.26	-0.44	-0.45	-0.12
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	2.93	0.04	-0.01	<b>0.32</b>	-0.16	0.07	-0.01	-0.06
CO(2,8)	2.80	0.04	-0.04	0.24	<b>-0.25</b>	0.03	0.03	0.04
<b>Crédit intérieur privé</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	4.91	<b>0.25</b>	0.17	0.00	0.07	0.19	-0.07	0.07
CO(2,8)	5.95	<b>0.33</b>	0.26	0.03	0.01	0.06	-0.24	-0.10
<b>Colombie</b>								
HP(10)	3.97	<b>-0.32</b>	-0.17	-0.06	0.25	0.30	0.18	-0.07
CO(2,8)	2.96	-0.35	-0.15	0.03	<b>0.37</b>	0.33	0.11	-0.17
<b>Equateur</b>								
HP(10)	4.02	-0.05	-0.06	-0.09	0.06	<b>-0.15</b>	-0.03	0.03
CO(2,8)	4.11	0.13	0.04	-0.09	0.00	<b>-0.30</b>	-0.16	0.01
<b>Pérou</b>								
HP(10)	2.84	-0.17	-0.36	-0.12	0.38	<b>0.69</b>	0.48	-0.12
CO(2,8)	2.57	-0.35	-0.73	-0.47	0.22	<b>0.75</b>	0.63	0.00
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	4.80	-0.30	-0.33	0.11	<b>0.71</b>	0.18	-0.32	-0.47
CO(2,8)	5.02	-0.40	-0.38	0.12	<b>0.74</b>	0.22	-0.28	-0.51

**Source : Calculs de l'auteur**

La volatilité est le quotient entre les écarts-type des composantes cycliques des séries étudiées et du PIB du pays concerné. Les corrélations sont calculées entre la composante cyclique du PIB concerné et les k périodes retardées ou avancées de la variable étudié.

**Significativité des corrélations**

Pour T= 43,  $\sigma_{43}= 0,152$  et  $2\sigma_{43}= 0,305$   
 Pour T= 42,  $\sigma_{42}= 0,154$  et  $2\sigma_{42}= 0,309$   
 Pour T= 41,  $\sigma_{41}= 0,156$  et  $2\sigma_{41}= 0,312$   
 Pour T= 40,  $\sigma_{40}= 0,158$  et  $2\sigma_{40}= 0,316$

#### 4. L'international

Les tableaux I.9 et I.10 illustrent les résultats du co-mouvement entre le cycle des économies andines et un ensemble d'indicateurs regroupant des éléments externes susceptibles d'influencer l'activité productive des pays en question, à savoir, l'évolution de l'économie américaine et celle des prix internationaux des matières premières.

En relation au co-mouvement existant entre la composante cyclique du PIB réel des Etats-Unis et celle des pays andins (tableau I.9) nous distinguons dans la plupart des cas un comportement pro-cyclique. Par contre en ce qui concerne l'Equateur, nous observons une relation fortement contra-cyclique et avancée d'une période.

Nous portons notre attention également sur le degré de corrélation existant entre la composante de court terme du taux d'intérêt prêteur des Etats-Unis et celle des économies andines ; en effet dans l'histoire récente des crises latino-américaines le service de la dette a très souvent été associé aux éléments déclencheurs des ralentissements économiques (Martner, 2000). Remarquons néanmoins, que pour la Bolivie et le Venezuela cette relation est pro-cyclique, alors que pour la Colombie et le Pérou elle est fortement contra-cyclique, finalement dans le cas de l'Equateur la relation change en fonction du filtre utilisé.

En ce qui concerne le co-mouvement entre la composante cyclique des prix internationaux (tableau I.10) et celle du PIB des pays de la CAN, nous observons que le prix du pétrole est pro-cyclique et avancé dans le cas de la Bolivie, la Colombie et le Pérou, alors que pour l'Equateur et le Venezuela, principaux producteurs de pétrole de la région, cette même relation est contra-cyclique. A cet effet, Cuevas (2002) et Sáez (2004) signalent que dans le cas du Venezuela, cette relation inverse entre les composantes de court terme du prix du pétrole et du PIB s'explique par les politiques de défense des prix menées au sein de l'Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole (OPEP).

En relation à l'indice du prix international des métaux, nous constatons pour la presque totalité des pays andins un rapport de co-mouvement pro-cyclique. Dans le cas de la Colombie cette relation est cependant fortement contra-cyclique. Du côté de l'indice des prix internationaux des matières premières agricoles, nous arrivons à identifier des relations pro-cycliques avec l'activité productive dans le cas de la Bolivie, la Colombie et l'Equateur. Pour le

Pérou la corrélation change en fonction du filtre, alors que dans le cas du Venezuela, importateur net de produits alimentaires, la relation de co-mouvement est contra-cyclique.

**Tableau I. 9. Co-mouvement du cycle : L'économie américaine**

	Volatilité	k-3	k-2	k-1	0	k+1	k+2	k+3
<b>PIB des Etats-Unis</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	0.66	-0.11	-0.16	0.13	<b>0.27</b>	0.21	0.07	-0.24
CO(2,8)	0.68	0.03	-0.09	0.14	<b>0.17</b>	0.04	-0.10	-0.36
<b>Colombie</b>								
HP(10)	1.17	-0.16	0.20	<b>0.31</b>	0.23	-0.17	-0.20	-0.19
CO(2,8)	0.92	-0.23	0.22	<b>0.43</b>	0.37	-0.08	-0.23	-0.25
<b>Equateur</b>								
HP(10)	0.79	-0.03	0.25	0.18	-0.04	<b>-0.29</b>	-0.03	0.17
CO(2,8)	0.77	0.08	0.44	0.33	-0.07	<b>-0.46</b>	-0.20	0.10
<b>Pérou</b>								
HP(10)	0.39	0.02	0.22	0.22	-0.03	-0.12	0.19	<b>0.24</b>
CO(2,8)	0.36	0.22	<b>0.45</b>	0.34	-0.09	-0.33	-0.05	0.06
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	0.57	0.02	-0.01	0.02	0.11	0.12	<b>0.31</b>	0.00
CO(2,8)	0.52	-0.05	-0.13	-0.06	0.05	0.15	<b>0.36</b>	0.04
<b>Taux d'intérêt prêteur des Etats-Unis</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	6.49	0.01	-0.15	-0.12	0.00	0.09	0.22	<b>0.23</b>
CO(2,8)	7.60	<b>0.20</b>	0.09	0.11	0.09	0.04	0.05	-0.02
<b>Colombie</b>								
HP(10)	11.54	<b>-0.44</b>	-0.36	-0.07	0.34	0.34	0.24	0.08
CO(2,8)	10.24	<b>-0.57</b>	-0.47	-0.07	0.45	0.49	0.33	0.06
<b>Equateur</b>								
HP(10)	7.76	<b>-0.36</b>	-0.12	0.20	0.23	-0.09	-0.13	0.09
CO(2,8)	8.61	-0.38	-0.04	0.38	<b>0.39</b>	-0.02	-0.19	-0.05
<b>Pérou</b>								
HP(10)	3.84	<b>-0.38</b>	-0.25	-0.03	0.14	0.05	0.19	0.31
CO(2,8)	4.01	<b>-0.46</b>	-0.30	-0.01	0.21	0.15	0.24	0.27
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	5.58	0.14	-0.07	-0.24	-0.16	-0.17	0.28	<b>0.53</b>
CO(2,8)	5.77	0.21	-0.05	-0.22	-0.17	-0.17	0.25	<b>0.50</b>

Source : Calculs de l'auteur

La volatilité est le quotient entre les écarts-type des composantes cycliques des séries étudiées et du PIB du pays concerné. Les corrélations sont calculées entre la composante cyclique du PIB concerné et les k périodes retardées ou avancées de la variable étudié.

Significativité des corrélations

Pour T= 43,  $\sigma_{43}= 0,152$  et  $2\sigma_{43}= 0,305$

Pour T= 42,  $\sigma_{42}= 0,154$  et  $2\sigma_{42}= 0,309$

Pour T= 41,  $\sigma_{41}= 0,156$  et  $2\sigma_{41}= 0,312$

Pour T= 40,  $\sigma_{40}= 0,158$  et  $2\sigma_{40}= 0,316$

Pour terminer, en ce qui concerne le prix international des matières premières, tous produits confondus, nous trouvons dans le cas du Pérou et du Venezuela une relation fortement pro-cyclique et avancée de trois périodes avec la composante stochastique du PIB de chacun des pays. En ce qui concerne la Colombie cette même relation est fortement contra-cyclique et retardée de trois périodes. Remarquons que dans le cas de la Bolivie cette relation n'est identifiable qu'avec le filtre CO. Pour l'Equateur la relation change selon la procédure de filtrage.

Tableau I. 10. Co-mouvement du cycle : Les prix internationaux

	Volatilité	k-3	k-2	k-1	0	k+1	k+2	k+3
<b>Prix du pétrole</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	7.18	-0.02	0.03	0.13	0.08	0.14	<b>0.21</b>	-0.03
CO(2,8)	8.44	-0.25	-0.15	0.06	0.14	0.26	<b>0.31</b>	-0.01
<b>Colombie</b>								
HP(10)	12.77	-0.28	-0.29	-0.16	-0.09	0.10	<b>0.33</b>	0.18
CO(2,8)	11.37	-0.32	-0.41	-0.30	-0.16	0.14	<b>0.42</b>	0.31
<b>Equateur</b>								
HP(10)	8.58	<b>-0.42</b>	0.05	0.41	0.00	0.12	-0.04	-0.02
CO(2,8)	9.56	<b>-0.54</b>	-0.10	0.31	-0.01	0.15	0.01	0.01
<b>Pérou</b>								
HP(10)	4.25	-0.09	-0.06	-0.08	-0.03	-0.08	0.04	<b>0.24</b>
CO(2,8)	4.45	-0.18	-0.16	-0.18	-0.09	-0.04	0.15	<b>0.35</b>
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	6.17	0.25	0.11	0.11	<b>-0.39</b>	-0.28	0.07	0.33
CO(2,8)	6.40	0.25	0.05	0.00	<b>-0.46</b>	-0.33	0.11	0.44
<b>Prix des métaux</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	3.70	0.05	0.18	0.07	-0.12	-0.10	0.09	<b>0.24</b>
CO(2,8)	4.40	0.18	0.24	0.02	-0.27	-0.27	-0.03	<b>0.21</b>
<b>Colombie</b>								
HP(10)	6.57	-0.09	0.01	0.17	0.23	0.30	-0.06	<b>-0.34</b>
CO(2,8)	5.93	-0.09	0.06	0.24	0.26	0.26	-0.12	<b>-0.40</b>
<b>Equateur</b>								
HP(10)	4.42	-0.15	0.05	<b>0.23</b>	0.08	0.07	-0.14	-0.02
CO(2,8)	4.98	-0.09	0.14	<b>0.30</b>	0.09	-0.01	-0.28	-0.15
<b>Pérou</b>								
HP(10)	2.19	-0.41	-0.14	0.26	<b>0.44</b>	0.30	0.03	-0.23
CO(2,8)	2.32	-0.46	-0.13	0.34	<b>0.55</b>	0.35	-0.03	-0.38
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	3.18	0.02	-0.24	-0.23	-0.04	<b>0.36</b>	0.28	0.20
CO(2,8)	3.34	0.03	-0.29	-0.32	-0.12	<b>0.35</b>	0.31	0.21
<b>Prix des matières premières agricoles</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	4.73	<b>0.29</b>	0.15	0.11	0.01	0.02	0.06	-0.04
CO(2,8)	5.24	<b>0.18</b>	0.01	-0.01	-0.03	0.05	0.14	0.02
<b>Colombie</b>								
HP(10)	8.40	-0.36	-0.26	0.09	0.36	<b>0.39</b>	0.06	-0.24
CO(2,8)	7.07	-0.44	-0.31	0.07	0.38	<b>0.45</b>	0.13	-0.25
<b>Equateur</b>								
HP(10)	5.65	-0.35	0.11	<b>0.54</b>	0.32	0.01	-0.31	-0.18
CO(2,8)	5.94	-0.46	0.03	<b>0.51</b>	0.30	-0.03	-0.33	-0.18
<b>Pérou</b>								
HP(10)	2.79	-0.25	0.04	<b>0.33</b>	0.29	0.07	-0.07	-0.20
CO(2,8)	2.77	<b>-0.47</b>	-0.13	0.27	0.34	0.21	0.06	-0.13
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	4.06	0.10	-0.08	<b>-0.15</b>	-0.10	0.09	0.09	0.15
CO(2,8)	3.98	0.02	-0.21	<b>-0.27</b>	-0.13	0.15	0.23	0.26
<b>Prix des matières premières</b>								
<b>Bolivie</b>								
HP(10)	5.55	0.08	0.04	0.06	0.07	0.11	0.08	-0.01
CO(2,8)	6.55	-0.07	-0.01	0.14	0.23	<b>0.25</b>	0.12	-0.11
<b>Colombie</b>								
HP(10)	9.86	<b>-0.49</b>	-0.38	-0.13	0.14	0.25	0.38	0.12
CO(2,8)	8.83	<b>-0.58</b>	-0.53	-0.25	0.11	0.37	0.52	0.23
<b>Equateur</b>								
HP(10)	6.63	-0.37	-0.04	<b>0.41</b>	0.28	-0.09	-0.16	-0.03
CO(2,8)	7.42	<b>-0.52</b>	-0.16	0.37	0.34	0.00	-0.08	-0.02
<b>Pérou</b>								
HP(10)	3.28	-0.08	-0.01	-0.14	-0.15	-0.06	0.08	<b>0.26</b>
CO(2,8)	3.46	-0.29	-0.20	-0.24	-0.12	0.12	0.33	<b>0.44</b>
<b>Venezuela</b>								
HP(10)	4.77	0.29	0.03	-0.18	-0.34	-0.26	0.15	<b>0.41</b>
CO(2,8)	4.97	0.31	0.01	-0.22	-0.36	-0.26	0.22	<b>0.48</b>

Source : Calculs de l'auteur

La volatilité est le quotient entre les écarts-type des composantes cycliques des séries étudiées et du PIB du pays concerné. Les corrélations sont calculées entre la composante cyclique du PIB concerné et les k périodes retardées ou avancées de la variable étudié.

Significativité des corrélations

Pour T= 43,  $\sigma_{43}$ = 0,152 et  $2\sigma_{43}$ = 0,305  
 Pour T= 42,  $\sigma_{42}$ = 0,154 et  $2\sigma_{42}$ = 0,309  
 Pour T= 41,  $\sigma_{41}$ = 0,156 et  $2\sigma_{41}$ = 0,312  
 Pour T= 40,  $\sigma_{40}$ = 0,158 et  $2\sigma_{40}$ = 0,316

Nous venons d'obtenir un nombre important de faits stylisés relatifs aux cycles économiques des pays andins. Ces différentes relations et résultats nous permettent d'avancer quelques arguments théoriques concernant les sources des fluctuations cycliques dans la région. Premièrement, la forte pro-cyclicité du stock de capital et sa relative stabilité (tableau I.4), reflètent l'importance des facteurs d'offre, particulièrement les chocs technologiques, en tant qu'éléments explicatifs du cycle. En effet, face à une accumulation de capital par travailleur aussi peu volatile par rapport au PIB, il est fort probable que des facteurs associés à la productivité globale déterminent la variabilité de court et moyen terme des activités de production, notamment, lorsque nous considérons qu'une mesure partielle du progrès technique telle que la productivité du travail, affiche une certaine instabilité en termes de volatilité relative. Deuxièmement, la persistance observée dans la consommation et l'investissement, ainsi que leur grande volatilité (tableaux I.5 et I.6), dévoilent le rôle central des chocs de demande. Par conséquent, des innovations récurrentes agissant spécifiquement sur les dépenses publiques et la formation brute de capital fixe de l'Etat, expliqueraient une proportion significative des fluctuations cycliques de la production dans la région. Troisièmement, l'existence d'une très importante synchronisation des importations avec le PIB, alors que les exportations et les prix internationaux des principales matières premières affichent un comportement très volatil et moins uniforme en termes de co-mouvement (tableaux I.7, I.8 et I.10), illustrent la vulnérabilité des économies andines face à des chocs de demande internationale. Dans ce sens, des chocs ayant un impact sur le taux de change réel et/ou les termes de l'échange, auraient des effets considérables sur les activités de production de court et moyen terme ; du côté de l'offre, à travers l'ajustement de la capacité d'exportation et du côté de la demande, à travers des changements dans la consommation de biens et services importés. En règles générales, trois grandes sources de fluctuation sont *a priori* identifiées, les facteurs d'offre, les facteurs de demande nationale et les facteurs de demande internationale. Cependant notre démarche demeure assez descriptive, une analyse plus détaillée basée sur une formalisation en équilibre partiel ou général semble indispensable.

Portons maintenant notre attention sur les similitudes existant entre les faits stylisés du cycle dans les pays de la CAN et ceux dérivés par Agénor et al. (2000) et Rand et Tarp (2002), pour un ensemble de pays en voie de développement.

#### **D. Le cycle andin par rapport à celui des autres pays en voie de développement**

Nous reprenons les principaux faits stylisés du cycle dans les pays en voie de développement (Agénor et al, 2000 et Rand et Tarp, 2002), antérieurement présentés et comparons ces derniers aux régularités retrouvées dans les pays de la CAN :

- **L'activité productive est plus volatile que dans les pays développés** (Agénor et al, 2000 et Rand et Tarp, 2002).

Oui. Les cycles des pays de la CAN sont en moyenne 2 fois plus volatils que celui de leur principal partenaire commercial, les Etats-Unis d'Amérique

- **L'activité industrielle des pays développés a un impact positif et significatif sur la production des PED** (Agénor et al, 2000 et Rand et Tarp, 2002).

Peut-être. En effet la composante cyclique du PIB des Etats-Unis est positivement corrélée avec la presque totalité des pays andins, exception faite de l'Equateur. De même pour la plupart des pays cette relation est retardée, ce qui pourrait indiquer l'existence de causalité de l'activité des pays développés vers les pays en voie de développement.

- **La consommation est plus volatile que le PIB** (Rand et Tarp, 2002).

Oui. Pour l'ensemble des pays andins la composante cyclique de la consommation privée est en moyenne 1,6 fois plus volatile que celle du PIB. En ce qui concerne la consommation publique, cette même volatilité est en moyenne 2,2 fois plus importante.

- **La consommation privée, l'investissement et l'épargne sont pro-cycliques** (Rand et Tarp, 2002).

Pas toujours. En effet la consommation privée est fortement pro-cyclique et contemporaine pour l'ensemble des pays. Il en est de même pour l'investissement privé, mis à part les résultats obtenus pour le Pérou à partir du filtre CO. En ce qui concerne l'épargne nous n'observons pas un comportement homogène, de plus, les résultats sont très sensibles à la procédure de filtrage adoptée. Notons que contrairement à Rand et Tarp (2002) nous ne considérons pas exclusivement les corrélations contemporaines, mais aussi les relations de co-mouvement décalées dans le temps.

- **Les dépenses publiques sont contra-cycliques** (Agénor et al, 2000).

Non. Au contraire, la consommation publique est fortement pro-cyclique dans les pays de la Communauté Andine des Nations.

- **La masse monétaire et le crédit intérieur privé sont pro-cycliques** (Agénor et al, 2000 et Rand et Tarp, 2002).

Pas toujours. Selon les pays et la procédure de filtrage employée les résultats peuvent considérablement changer, néanmoins ils sont toujours significatifs.

- **L'indice des prix à la consommation est contra-cyclique.** (Rand et Tarp, 2002)

Pas toujours. Ce résultat est vérifié dans le cas du Venezuela, cependant en ce qui concerne les autres pays la relation tend à être plutôt pro-cyclique et avancée. Remarquons que lorsque nous ne considérons que les corrélations contemporaines (au temps 0) la contra-cyclicité des prix est observée.

- **Le taux de change effectif réel est acyclique** (Agénor et al, 2000 et Rand et Tarp, 2002).

Non. La relation de co-mouvement entre les composantes cycliques du taux de change réel et de la production est significative pour l'ensemble des pays, et même fortement significative dans le cas de la Colombie, l'Equateur et le Pérou.

- **Les importations sont pro-cycliques** (Rand et Tarp, 2002).

Oui. En effet les importations sont fortement pro-cycliques et contemporaines pour la presque totalité des pays andins. Dans le cas du Pérou cette relation est avancée d'une période.

A ces caractéristiques nous pouvons ajouter quelques spécificités propres aux fluctuations économiques dans les pays de la CAN :

- Le stock de capital par travailleur est pro-cyclique pour la presque totalité des pays, exception faite du Pérou.
- La productivité du travail est contra-cyclique en Bolivie et au Pérou.
- La productivité du travail est plus volatile que le PIB dans l'ensemble des pays.
- Le prix international du pétrole est contra-cyclique en Equateur et au Venezuela.

## Conclusion

Nous venons d'étudier, à travers différentes approches méthodologiques, les principales caractéristiques du cycle économique conjoncturel dans les pays de la Communauté Andine des Nations. A cet effet, nos principaux résultats indiquent que :

- Même si les économies de la CAN ne sont pas parfaitement synchrones, la plupart des relations de co-mouvement entre pays sont pro-cycliques.
- Le noyau de pays dont le degré de synchronisation est le plus important, est composé par la Colombie, l'Equateur et le Venezuela.
- Les économies andines sont assez volatiles. En effet, la consommation est en moyenne 2 fois plus instable que le PIB.
- Le commerce international est important pour la CAN. Les importations sont fortement pro-cycliques et contemporaines dans la plupart des pays.

En relation aux implications de politique économique issues de notre analyse, l'absence d'un degré considérable de synchronisation et plus particulièrement de symétrie dans la région andine, portent à rejeter, *a priori*, la viabilité d'arrangements institutionnels tels que l'adoption d'une monnaie unique ou la conformation d'une union monétaire. Cependant, l'existence de caractéristiques communes, notamment en ce qui concerne les relations de co-mouvement avec différents agrégats macroéconomiques, aussi bien du côté de l'offre que de la demande, pourrait refléter la pertinence de la mise en place, dans le futur, d'une certaine forme de coordination des politiques macroéconomiques.

Dans ce sens, et de façon plus générale, la mise en place de politiques ou de stratégies économiques cohérentes et soutenables dans le temps, repose incontestablement sur une connaissance profonde des facteurs explicatifs des fluctuations cycliques et des mécanismes de propagation et de transmission des chocs, notamment en termes de conceptualisation théorique et de quantification empirique. A cet effet, dans le prochain chapitre nous amorçons cette analyse détaillée des sources des fluctuations, en portant un regard exhaustif sur les principaux modèles théoriques avancés dans la littérature.

## **CHAPITRE II : LES MODÈLES DE CYCLE**

## Introduction

Dans ce deuxième chapitre nous portons notre attention sur l'approche théorique des modèles de cycles et leur application dans le cas des pays en voie de développement. Tout au long de la présentation nous énonçons les hypothèses de base, de même que les principaux résultats et limitations des modèles envisagés.

En premier lieu, nous nous intéressons au modèle d'équilibre concurrentiel avec information incomplète (Phelps 1970 ; Lucas 1972, 1973), point de départ de l'analyse moderne des fluctuations économiques en situation d'équilibre général.

Par la suite nous analysons les deux grandes approches explicatives du cycle : les modèles de cycle réel, basés sur l'importance des chocs technologiques (Kydland et Prescott, 1982 ; Long et Plosser, 1983) et les modèles d'origine néo-keynésienne, centrés sur les imperfections des marchés (Blanchard et Fischer, 1989 ; Mankiw et Romer, 1991).

Pour terminer nous portons un regard précis sur l'application des modèles de cycles dans les économies émergentes. A partir du modèle de base (Mendoza, 1995), nous évoquons les principaux développements théoriques et empiriques récents, notamment en ce qui concerne l'étude des fluctuations économiques en Amérique Latine.

# I. Le modèle d'équilibre concurrentiel avec information incomplète (Phelps 1970 ; Lucas 1972, 1973)

## A. Hypothèses de base

Les hypothèses de base du modèle sont les suivantes :

- **Les individus sont tous identiques et ont une durée de vie infinie.** Il est donc possible de supposer l'existence d'un agent représentatif.
- **Les anticipations sont rationnelles.** En d'autres termes, les agents utilisent toute l'information disponible et ne commettent pas d'erreurs systématiques.
- **Les marchés sont concurrentiels et les prix sont flexibles.** A tout moment l'offre est égale à la demande. Par conséquent, **il existe un taux de chômage naturel d'équilibre.** Le chômage est donc supposé être volontaire.
- **L'équilibre est général.** Les règles de décision d'un agent sont les restrictions d'un autre.
- **L'information est incomplète.** Les agents ont du mal à différencier l'information agrégée, ayant des implications pour l'ensemble de l'économie (par exemple une augmentation du niveau général des prix), de l'information spécifique, ayant seulement des effets sur un marché déterminé (par exemple l'augmentation de la demande d'un bien ou d'un facteur).
- **Les marchés sont décentralisés ou distincts<sup>10</sup> et ne produisent qu'un seul bien.**

Les fluctuations cycliques de l'activité productive s'expliquent par le manque d'information sur les variables agrégées, notamment le taux d'inflation. Cette situation conduit les agents à confondre les perturbations globales et spécifiques et par conséquent les pousse à modifier leur comportement de façon erronée. Ainsi lorsque l'inflation augmente, les agents croient qu'il s'agit d'un changement de prix relatifs et augmentent, à tort, le niveau de

---

<sup>10</sup> Cette notion de marchés distincts est originellement introduite par Phelps (1970), ainsi il associe les marchés décentralisés à des îles.

production, entraînant ainsi une offre excédentaire ne pouvant être absorbée par la suite, que par une baisse des prix et la contraction postérieure de l'activité productive.

## B. Modèle et implications

Abordons maintenant une version simplifiée du modèle, telle que présentée par Blanchard et Fischer (1989) et Argandoña et al. (1997).

Dans un monde à  $N$  marchés décentralisés ne produisant qu'un seul bien, les individus font face à des prix flexibles, dont l'information concernant le niveau agrégé de ces derniers parvient aux agents avec un certain retard. L'ensemble des variables étant exprimées en logarithmes, nous retrouvons :

- La fonction d'offre du bien dans le marché  $i$  au moment  $t$  ou fonction de Lucas

$$y_t^i = \beta_0 + \beta \left( p_t^i - E \left[ p_t^i | I_t^i \right] \right) \quad (1)$$

$y_t^i$  = offre du bien<sup>11</sup> dans le marché  $i$  au moment  $t$ .

$\beta_0$  = production de plein emploi dans le marché  $i$ .

$\beta$  = élasticité ou paramètre d'ajustement.

$p_t^i$  = prix du bien dans le marché  $i$  au moment  $t$ .

$E \left[ p_t^i | I_t^i \right]$  = anticipation rationnelle du niveau agrégé des prix étant donnée l'information disponible dans le marché  $i$  au moment  $t$ . Cet ensemble d'information comprend les valeurs passées de  $p_t^i$  et  $p_t$  jusqu'à  $t-1$ , de même que la valeur présente de  $p_t^i$ .

La production observée au moment  $t$  dans le marché  $i$   $\left[ y_t^i \right]$  est supérieure à la production de long terme ou de plein emploi du même marché  $\left[ \beta_0 \right]$ , lorsque le prix du marché en question  $\left[ p_t^i \right]$  est supérieur au niveau général des prix anticipés  $\left[ E \left[ p_t^i | I_t^i \right] \right]$ .

---

<sup>11</sup> L'offre agrégée au moment  $t$  est donnée par  $y_t = \sum_i y_t^i$

Ainsi, si les agents anticipent correctement le niveau général des prix, seul un choc spécifique devrait avoir d'impact sur la production du marché en question.

- La fonction de demande agrégée

$$y_t = m_t + h_t - E[p_t | I_t] \quad (2)$$

$y_t$  = demande agrégée au moment  $t$ .

$m_t$  = encaisses nominales agrégées au moment  $t$ .

$h_t$  = vitesse de circulation de la monnaie au moment  $t$ .

$E[p_t | I_t]$  = anticipation rationnelle du niveau agrégé des prix étant donnée l'information disponible dans l'ensemble des marchés au moment  $t$ .

A partir de l'approche quantitative de la monnaie, nous supposons que la demande agrégée dépend de la masse monétaire nominale, la vitesse de circulation de la monnaie et l'anticipation du niveau général des prix.

- La demande d'encaisses nominales spécifique à chaque marché

$$m_t^i = \frac{1}{N} m_t + e_t^i \quad (3)$$

$m_t^i$  = encaisses nominales du marché  $i$  au moment  $t$ .

$e_t^i$  = perturbation de demande spécifique au marché  $i$ . Cette perturbation est un bruit blanc distribué selon une loi normale à variance  $\sigma_{e^i}^2$ . De plus l'effet agrégé de la perturbation est

$$\text{nul} \left[ \sum_i e_t^i = 0 \right].$$

Les encaisses nominales sont partagées en fonction du nombre de marchés et des chocs spécifiques frappant ces derniers.

En remplaçant (2) dans (3) et en supposant que la vitesse de circulation de la monnaie est constante<sup>12</sup> (nous posons  $h_t = 0$ ), nous obtenons la fonction de demande du bien dans le marché  $i$  au moment  $t$ .

$$y_t^i = \frac{1}{N} m_t - E[p_t | I_t^i] + e_t^i \quad (4)$$

- L'offre agrégée d'encaisses nominales

$$m_t = m_{t-1} + g_t + v_t \quad (5)$$

$g_t$  = composante prévisible de la politique monétaire.

$v_t$  = composante imprévisible de la politique monétaire. Cette composante est un bruit blanc distribué selon une loi normale à variance  $\sigma_v^2$ .

L'offre d'encaisses nominales dépend de la masse monétaire de la période précédente et de la politique monétaire courante.

A l'équilibre l'offre spécifique de chaque marché est égale à la demande spécifique. A partir des équations (1), (4) et (5) nous avons :

$$\beta_0 + \beta(p_t^i - E[p_t | I_t^i]) = \frac{1}{N}(m_{t-1} + g_t + v_t) - E[p_t | I_t^i] + e_t^i \quad (6)$$

En réarrangeant les termes de l'équation (6) nous trouvons :

$$p_t^i = \frac{1}{\beta} \left[ -\beta_0 + \frac{1}{N} m_{t-1} + \frac{1}{N} g_t + \frac{1}{N} v_t + (\beta - 1) E[p_t | I_t^i] + e_t^i \right] \quad (6')$$

Puisque l'équation (6') comporte des anticipations rationnelles, nous résolvons le modèle par la méthode des coefficients indéterminés<sup>13</sup>, tel que suggéré par Blanchard et Fischer (1989). Ainsi nous supposons que la forme réduite de la solution du modèle est la suivante :

$$p_t^i = \phi_0 + \phi_1 m_{t-1} + \phi_2 g_t + \phi_3 v_t + \phi_4 e_t^i \quad (7)$$

<sup>12</sup> Rappelons que les variables sont exprimées en logarithmes, par conséquent il ne s'agit que d'une simple normalisation.

<sup>13</sup> Cette approche consiste à adopter, *ex ante*, une forme réduite de la solution du modèle, pour dériver, *ex post*, les valeurs des coefficients.

Si la forme réduite adoptée est correcte, l'anticipation rationnelle de  $P_t$  étant donnée l'information disponible avant de connaître  $m_t$  est donc :

$$E[p_t | I_t] = \phi_0 + \phi_1 m_{t-1} + \phi_2 g_t \quad (8)$$

Notons que les termes  $v_t$  et  $e_t^i$  disparaissent, puisque par définition ils sont bruit blanc.

A partir des équations (7) et (8) et du fait que les agents connaissent  $P_t^i$ , il devient possible d'obtenir  $\phi_3 v_t + \phi_4 e_t^i$ . Cependant nous n'arrivons pas à différencier les perturbations locales ou spécifiques  $[e_t^i]$ , des perturbations globales ou agrégées  $[v_t]$ , illustrant ainsi le problème d'extraction de signal auquel font face les agents.

Une solution possible à ce problème d'identification des chocs est proposée par Sargent (1987). Ainsi nous définissons  $\mu_t$  comme la proportion de  $v_t$  dans  $\phi_3 v_t + \phi_4 e_t^i$ , ce qui en termes d'anticipations rationnelles se traduit en :

$$E[\phi_3 v_t | I_t] = \mu_t [\phi_3 v_t + \phi_4 e_t^i] \quad (9)$$

Ainsi la proportion de la perturbation spécifique dans  $\phi_3 v_t + \phi_4 e_t^i$  devient  $1 - \mu_t$ , puis en calculant l'anticipation rationnelle nous trouvons :

$$E[\phi_4 e_t^i | I_t] = (1 - \mu_t) [\phi_3 v_t + \phi_4 e_t^i] \quad (10)$$

Puisque les agents supposent l'existence, *a priori*, d'une loi de distribution des perturbations (règle de Bayes), il en découle que :

$$\mu_t = \frac{\phi_3^2 \sigma_v^2}{\phi_3^2 \sigma_v^2 + \phi_4^2 \sigma_e^2} \quad (11)$$

Les variances des chocs spécifiques et agrégés sont obtenues à partir de l'expérience passée ; dans ce sens, plus  $\sigma_v^2$  a été importante dans l'évolution historique de la variance de  $\phi_3 v_t + \phi_4 e_t^i$ , plus elle aura de poids dans le présent.

Retournons maintenant à l'équation (7) et faisons l'agrégation pondérée des prix de chaque marché, nous savons que par hypothèse la perturbation spécifique disparaît au niveau agrégé, ainsi :

$$p_t = \phi_0 + \phi_1 m_{t-1} + \phi_2 g_t + \phi_3 v_t \quad (12)$$

L'agent représentatif dans le marché  $i$  anticipe le niveau général des prix avec toute l'information disponible, ce qui donne :

$$E[p_t | I_t] = \phi_0 + \phi_1 m_{t-1} + \phi_2 g_t + \mu_t [\phi_3 v_t + \phi_4 e_t^i] \quad (13)$$

Remplaçons maintenant (13) dans (6') :

$$p_t = \frac{1}{\beta} \left[ -\beta_0 + \frac{1}{N} m_{t-1} + \frac{1}{N} g_t + \frac{1}{N} v_t + (\beta-1) \left( \phi_0 + \phi_1 m_{t-1} + \phi_2 g_t + \mu_t [\phi_3 v_t + \phi_4 e_t^i] \right) + e_t^i \right] \quad (14)$$

Après simplification et en égalisant avec (7), nous trouvons :

$$p_t = \frac{-\beta_0 + \phi_0 (\beta-1)}{\beta} + \frac{\frac{1}{N} + \phi_1 (\beta-1)}{\beta} m_{t-1} + \frac{\frac{1}{N} + \phi_2 (\beta-1)}{\beta} g_t + \frac{\frac{1}{N} + \phi_3 \mu_t (\beta-1)}{\beta} v_t + \frac{\frac{1}{N} + \phi_4 \mu_t (\beta-1)}{\beta} e_t^i \quad (15)$$

Les coefficients de (7) sont donc :

$$\begin{aligned} \phi_0 &= -\beta_0 \\ \phi_1 &= \phi_2 = \frac{1}{N} \\ \phi_3 &= \frac{\frac{1}{N}}{\mu_t (1-\beta) + \beta} \\ \phi_4 &= \frac{1}{\mu_t (1-\beta) + \beta} \end{aligned} \quad (16)$$

Après avoir obtenu  $p_t^i$  et  $E[p_t^i | I_t]$  la production agrégée est alors dérivée à partir de (1):

$$y_t = \bar{y} + \frac{\beta(1-\mu_t)}{\mu_t(1-\beta) + \beta} v_t \quad (17)$$

Avec  $\bar{y} = \sum_i \beta_0 = N\beta_0$  étant le produit de plein emploi pour l'ensemble de

l'économie. En d'autres termes, à partir de (11) :

$$y_t = \bar{y} + \frac{\beta\sigma_{e^i}^2}{\beta\sigma_{e^i}^2 + \sigma_v^2} v_t \quad (17')$$

Les déviations de la production du niveau de plein emploi s'expliquent par la composante non prévisible de la politique monétaire  $v_t$ . Ainsi, seulement "les surprises monétaires" ont un impact significatif sur le produit. Notons également que l'effet de l'élément imprévisible de la politique monétaire sur la production est de moins en moins important à mesure que sa variabilité augmente. En relation aux fluctuations cycliques, l'information incomplète se traduit en un problème d'extraction de signal ou d'identification des sources des chocs, débouchant dans des choix de production et de consommation sous-optimaux qui entraînent, au niveau agrégé, des périodes d'expansion suivies par des périodes de contraction. De même, cette situation illustre bien l'inefficacité des politiques de stabilisation, dans le cas où l'autorité monétaire ne dispose pas d'information supérieure à celle des autres agents, puisque toute politique visant à améliorer le bien-être social entraînera un accroissement sous-optimal et temporaire de l'activité productive<sup>14</sup>.

### C. Limites et critiques

Remarquons néanmoins, que nombreuses sont les critiques portées sur la viabilité et la cohérence du modèle. En ce qui concerne les fondements théoriques et les hypothèses de base, Blanchard et Fisher (1989) font référence au manque de formalisation microéconomique ;

<sup>14</sup> Une autre conclusion issue du modèle, notamment à cause de la dépendance existant entre les paramètres et les chocs de politique monétaire (équation 17'), est celle de l'inefficacité des modèles économétriques lorsqu'il s'agit de simuler des changements de politique économique : la critique de Lucas (Lucas, 1976).

en effet l'équation centrale du modèle (équation 1), ne correspond pas à un problème de maximisation sous contrainte des préférences des agents. De même, la dynamique d'ajustement et la persistance dans le temps des différents chocs sont négligées, contrairement à ce que l'évidence empirique semble indiquer. En ce qui concerne la crédibilité des hypothèses du modèle, Barro et Hercowitz (1980) soutiennent qu'il est peu probable que le problème d'identification des chocs, à savoir, si la variation de prix dans un marché déterminé est due à un changement global ou local, soit si important pour générer des cycles. De même, l'aspect volontaire du chômage est amplement rejeté (Blanchard et Fischer, 1989) étant données les caractéristiques du marché du travail, comme par exemple la perte de travail involontaire ou l'incompatibilité entre le niveau de qualification requis et la qualification des demandeurs d'emploi. Finalement, l'existence de causalité allant des agrégats monétaires vers l'activité productive réelle n'est pas toujours vérifiée (Sims, 1980, 1983).

Ainsi face aux limites théoriques et empiriques du modèle concurrentiel à information incomplète, de nouvelles approches explicatives des fluctuations cycliques ont vu le jour : d'une part, la conception néo-keynésienne du cycle cherche à expliquer les variations de moyen terme de l'activité productive par des imperfections de marché, alors que d'autre part, la conception néo-classique ou réelle du cycle, analyse les fluctuations économiques en termes de chocs technologiques ou de productivité dans un contexte de marchés concurrentiels. C'est sur cette dernière approche que nous allons maintenant porter notre attention.

## II. Les modèles de cycle réel (Kydland et Prescott, 1982 ; Long et Plosser, 1983)

### A. Hypothèses de base

Les hypothèses du modèle sont les suivantes :

- **Les individus sont tous identiques et ont une durée de vie infinie.** Il est donc possible de supposer l'existence d'un agent représentatif.
- **Les agents ont accès à une même technologie.** Cette dernière est approchée par la productivité des facteurs et peut subir des chocs transitoires et permanents.
- **Les agents agissent de façon optimale et en cohérence avec les hypothèses de cycle de vie et de revenu permanent.** Ils maximisent leur utilité en fonction des dotations dont ils disposent à travers le temps.
- **L'absence d'illusion monétaire.** Les agents font leur choix à partir de variables réelles, par conséquent les chocs monétaires ne peuvent avoir d'impact sur les agrégats réels.
- **Les anticipations sont rationnelles.** En d'autres termes, les agents utilisent toute l'information disponible et ne commettent pas d'erreurs systématiques.
- **Les marchés sont concurrentiels et les prix sont flexibles.** A tout moment l'offre est égale à la demande. Par conséquent **il existe un taux de chômage naturel d'équilibre.** Le chômage est donc supposé être volontaire.
- **L'équilibre est général.** Les règles de décision d'un agent sont les restrictions d'un autre.
- **L'information est incomplète.** Les agents ne connaissent ni l'ampleur ni la dynamique dans le temps (la forme de l'autocorrélation) des chocs technologiques. En d'autres mots, les individus n'arrivent pas à déterminer si un choc est transitoire ou permanent.

Supposons qu'une économie satisfaisant les hypothèses précédentes fait face à un choc technologique positif et transitoire. Du côté de la production, l'augmentation de la productivité du travail entraîne une hausse de la demande de travail et un ajustement vers le haut du salaire réel. Si les agents interprètent le choc comme étant transitoire, l'offre de travail et la consommation augmentent (l'effet de substitution l'emporte sur l'effet de revenu). Cependant cette variation positive de la consommation sera moins que proportionnelle à celle du revenu, étant donné qu'il s'agit d'une augmentation du revenu courant et non pas du revenu permanent, entraînant ainsi temporairement, un niveau d'épargne plus élevé. Par contre, si les agents considèrent que le choc est permanent, alors qu'il est vraiment transitoire, l'investissement augmente progressivement dans le temps, provoquant un accroissement du stock de capital supérieur à son niveau optimal. Ainsi, par la suite l'investissement diminue, ce qui se traduit en une baisse de la production, une contraction de la demande d'emploi et le début d'une phase de contraction ou récession.

Les fluctuations cycliques de l'activité productive s'expliquent donc, en grande partie, par la méconnaissance de la part des agents, du type de choc technologique ayant frappé l'économie. A ce problème d'extraction de signal ou de manque d'information il faut rajouter également l'existence de mécanismes de persistance du cycle, tels que les coûts d'ajustement ou la durée de mise en place des projets d'investissement, de même que la présence de mécanismes de propagation du cycle, comme la substitution intertemporelle entre le travail et le loisir ou la consommation et l'épargne.

## **B. Modèle et implications**

Abordons maintenant une version simplifiée du modèle en économie fermée, telle que proposée par Blanchard et Fischer (1989) et Campbell (1994).

Dans un monde où l'offre de travail est fixe, les ménages ont une durée de vie infinie et des caractéristiques de consommation identiques. De plus, à chaque période les ménages offrent du travail  $L_t$  et du capital  $K_t$  (la dotation initiale de capital étant  $K_0 > 0$ ), ainsi nous trouvons :

- Des préférences additives et séparables

$$u(c_0, c_1, \dots) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t) \quad (18)$$

$U$  = fonction croissante strictement concave et différentiable  $\left(\lim_{c \rightarrow 0} U'(c) = \infty\right)$  définie dans

$$U : \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}.$$

$\beta$  = taux d'escompte de la consommation future.

L'utilité présente et future des ménages, évaluée au temps 0, sera égale à la somme pondérée des utilités de chaque période de vie.

- La fonction de production agrégée

$$Y_t = \xi_t F(K_t, L_t) \quad (19)$$

$F$  = fonction continue et homogène de degré 1, deux fois différentiable en  $L_t$ ,  $K_t$  et respectant les conditions suivantes :

Les deux biens sont nécessaires à la production,  $F(0,0) = F(0,L) = F(K,0) = 0$ .

Les productivités marginales des facteurs sont strictement positives,  $F_K(\cdot) > 0, F_L(\cdot) > 0$ ,  $\forall K, L > 0$ .

Les conditions d'Inada,  $\lim_{K \rightarrow 0} F(K,1) = \infty$  et  $\lim_{K \rightarrow \infty} F_k(K,1) = 0$ .

- La technologie ou productivité

$$\tilde{\xi}_t = \rho \tilde{\xi}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad 0 < \rho < 1 \quad (20)$$

$\tilde{\xi}_t$  = logarithme népérien de la productivité globale des facteurs au moment  $t$ .

$\varepsilon_t$  = perturbation indépendante identiquement distribuée,  $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

$\rho$  = paramètre associé à la persistance des chocs, inconnu par les agents.

La technologie est donc supposée suivre un processus AR(1).

- L'accumulation de capital

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (21)$$

$\delta$  = taux de dépréciation du stock de capital ( $\delta \in (0,1]$ ).

$I_t$  = Investissement agrégé à la période  $t$ .

Le stock de capital à un moment donné dépend du stock de capital net de dépréciation de la période précédente ainsi que de l'investissement de la période précédente.

- La contrainte agrégée des ressources

$$C_t + I_t \leq Y_t, \quad \forall t \quad (22)$$

A partir des équations (19) et (21)

$$C_t + K_{t+1} - (1 - \delta)K_t \leq \xi_t F(K_t, L_t), \quad \forall t \quad (22')$$

La somme de la consommation et de l'investissement courants ne peut excéder les ressources disponibles courantes.

La solution de ce modèle de base est dérivée en suivant l'approche simplificatrice de Campbell (1994). Ainsi premièrement, nous transformons la fonction de production en une fonction exprimant la production par travailleur, deuxièmement nous supposons que les agents ont une fonction d'utilité logarithmique, permettant de maintenir à un niveau constant le ratio consommation-production, et troisièmement, nous prévoyons qu'à l'état stationnaire le stock de capital se déprécie complètement<sup>15</sup>. De cette façon :

$$\begin{aligned} L_t &= 1 \\ \delta &= 1 \\ y_t &= \xi_t k_t^a \\ U(c_t) &= \ln c_t = \tilde{c}_t \end{aligned} \quad (23)$$

Le problème d'optimisation des ménages correspond donc à :

$$\max_{c_t, k_{t+1}} = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t) \quad (24)$$

Etant données la technologie (20) et les ressources disponibles (22')

$$\begin{aligned} c_t + k_{t+1} &= y_t \\ \tilde{\xi}_t &= \rho \tilde{\xi}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (25)$$

<sup>15</sup> Ces suppositions bien que restrictives, permettent de contourner, à ce stade de la présentation, les difficultés analytiques liées à l'existence de non-linéarités à l'état stationnaire, des problèmes que nous aborderons plus en détail dans les chapitres suivants.

Le Lagrangien s'écrit de la façon suivante :

$$\Lambda = E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \tilde{c}_t - \lambda_t (c_t + k_{t+1} - \xi_t k_t^a) \right] \right\} \quad (26)$$

Les conditions de premier ordre sont donc :

$$\Lambda_{c_t} = \frac{1}{c_t} - \lambda_t = 0 \rightarrow \frac{1}{c_t} = \lambda_t \quad (27)$$

$$\Lambda_{k_{t+1}} = -\lambda_t + \beta E_t \left[ \lambda_{t+1} \xi_{t+1} a k_{t+1}^{a-1} \right] = 0 \rightarrow \beta E_t \left[ \lambda_{t+1} \xi_{t+1} a k_{t+1}^{a-1} \right] = \lambda_t \quad (28)$$

$$\Lambda_{\lambda_t} = -c_t - k_{t+1} + \xi_t k_t^a = 0 \rightarrow c_t + k_{t+1} - \xi_t k_t^a = 0 \quad (29)$$

La condition de transversalité assurant la complète utilisation des ressources dans le long terme est donnée par :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t E_0 \lambda_t k_{t+1} = 0 \quad (30)$$

La solution du modèle est obtenue en supposant qu'à l'état stationnaire la consommation est proportionnelle au revenu, en d'autres termes, nous supposons :

$$c_t = \theta \xi_t k_t^a \quad (31)$$

A partir des équations (27) et (28) nous trouvons :

$$a \beta E_t \left[ \frac{c_t}{c_{t+1}} \xi_{t+1} k_{t+1}^{a-1} \right] = 1 \quad (32)$$

En remplaçant (31) dans (29) et (31) dans (32) nous obtenons :

$$k_{t+1} = (1 - \theta) \xi_t k_t^a \quad (33)$$

$$a \beta E_t \left[ \frac{\xi_t k_t^a}{k_{t+1}} \right] = 1 \quad (34)$$

Substituons maintenant (33) dans (34) :

$$\theta = (1 - a \beta) \quad (35)$$

Ainsi à l'état stationnaire l'équation (34) devient :

$$k_{t+1} = \underbrace{a\beta}_{b} \underbrace{\xi_t}_{y_t} k_t^a \quad (36)$$

En prenant le logarithme népérien de chaque côté de l'équation et en décalant les variables d'une période, nous arrivons à :

$$\tilde{k}_t = \tilde{b} + a\tilde{k}_{t-1} + \tilde{\xi}_{t-1} \quad (37)$$

Cette relation illustre l'effet et la persistance dans le temps des chocs technologiques sur l'accumulation de capital.

Prenons maintenant le logarithme de l'équation de production (23), ainsi :

$$\tilde{y}_t = a\tilde{k}_t + \tilde{\xi}_t \quad (38)$$

Remplaçons (37) dans cette expression, ce qui donne :

$$\tilde{y}_t = a \left( \tilde{b} + \underbrace{a\tilde{k}_{t-1} + \tilde{\xi}_{t-1}}_{\tilde{y}_{t-1}} \right) + \tilde{\xi}_t \quad (39)$$

En réarrangeant les termes et substituant (25) :

$$\tilde{y}_t = a\tilde{b} + a\tilde{y}_{t-1} + \rho\tilde{\xi}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (39')$$

Les équations (37), (38) et (39) illustrent l'importance de l'accumulation de capital en tant que mécanisme de persistance du cycle, lorsque l'économie est frappée par un choc de productivité. Notons également le parallélisme avec la conception classique de la croissance, selon laquelle le progrès technique est dans le long terme, l'élément déterminant des variations de production (Solow, 1957). Ainsi, la théorie du cycle réel permet de faire le lien entre les éléments stochastiques et tendanciels de la croissance économique dans un contexte d'équilibre général optimal. Néanmoins malgré des fondements théoriques cohérents, l'approche réelle du cycle se heurte à des nombreuses critiques et limitations d'ordre empirique.

### C. Limites et critiques

En premier lieu, la quantification de la technologie s'avère être une tâche assez difficile, car en effet, il n'existe pas une série mesurant directement le progrès technique. La plupart du temps, des mesures indirectes de l'avancement technologique ou de la productivité globale des facteurs (PGF), tel que le résidu de Solow, sont employées<sup>16</sup>. L'une des principales critiques portées sur le calcul de la productivité globale des facteurs repose sur "l'impureté" de la mesure obtenue du progrès technique, ainsi Abramovitz (1956) en faisant allusion à la PGF parle de "mesure de notre ignorance". Les erreurs de mesure dans les séries du travail et surtout dans celles du stock de capital physique, l'omission d'éléments susceptibles d'influencer la qualité et la productivité des facteurs tels que l'éducation, la nutrition, la recherche et développement ont soulevé tout un ensemble de mises en garde à l'égard de l'utilisation du résidu de Solow pour étudier le rôle du progrès technologique dans le processus de croissance. A cet effet, Jorgenson et Griliches (1967) soulèvent le problème de l'agrégation des facteurs de production ; dans ce sens, l'impossibilité de distinguer entre différents types ou qualités de capital et de travail entraîne une surestimation du progrès technologique dans le cas où les facteurs employés deviennent de plus en plus performants (ou de meilleure qualité).

En deuxième lieu, la prépondérance du progrès technique en tant qu'élément déterminant des fluctuations cycliques soulève quelques doutes, étant donnée d'une part, l'existence d'autres éléments réels pouvant déterminer l'apparition de cycles tels que la géographie au sens large du terme (épidémies, catastrophes naturelles) et la stabilité sociopolitique (conflits internes, guerres civiles) et d'autre part, la lenteur avec laquelle le savoir-faire et les nouvelles technologies sont généralement diffusés. A cet effet Barro (1986) signale que les modèles de cycle réel ne disposent pas de multiplicateurs assez importants pour générer des cycles à partir de chocs techniques de faible intensité ; ce qui est en partie corroboré par le fait que Kydland et Prescott (1982) basent leur approche empirique, non pas sur les valeurs observées des variations de progrès technologique, mais sur des valeurs artificielles cohérentes et compatibles avec les fluctuations observées des variables d'intérêt. Ainsi la fréquence et l'ampleur des changements techniques ne seraient pas assez significatives pour générer des cycles.

---

<sup>16</sup> Une discussion plus détaillée de la PGF est présentée dans les chapitres 4 et 5.

Troisièmement, la conception réelle du cycle suppose également l'existence de chocs technologiques négatifs récurrents pouvant provoquer des périodes de contraction économique. Est-il vraiment raisonnable de parler de régression ou de repli technologique de moyen terme ? Tel est peut-être le cas de certains pays en voie de développement frappés par des catastrophes naturelles ou des conflits internes, mais supposer que les économies des pays industrialisés font face à des périodes de contraction ou recul technologique semble apparemment très discutable.

Quatrièmement, la monnaie ne joue aucun rôle primordial, alors qu'il est fort probable qu'elle ait une importance non négligeable dans les fluctuations économiques de moyen terme, tel qu'illustré par l'évidence empirique.

Face aux critiques et continuelles remises en question, les défenseurs de l'approche réelle du cycle économique ont apporté quelques solutions ou éléments de réponse aux problèmes antérieurement soulevés.

En ce qui concerne le manque de significativité de la technologie en tant que facteur explicatif du cycle, Long et Plosser (1983) suggèrent que les chocs techniques peuvent être interprétés comme un ensemble de perturbations très courtes et fortement corrélées entre elles, pouvant induire des fluctuations importantes dans l'activité productive agrégée. Cependant une telle explication demeure insuffisante dans la mesure où différentes technologies indépendantes et provenant d'époques différentes sont employées en même temps, ce qui limiterait l'impact macroéconomique d'un choc de productivité donné.

Une autre solution envisagée est celle de la vitesse d'ajustement du marché du travail (Lilien, 1982). Ainsi, par exemple si un choc de productivité a un impact asymétrique dans deux secteurs productifs déterminés, l'existence de coûts d'ajustement dans le marché du travail (temps de recherche) entraînerait un ralentissement prolongé de l'activité productive agrégée. En effet dans le secteur ayant bénéficié d'une augmentation de la productivité, les salaires et la demande de travail augmentent progressivement, alors que dans le secteur en récession les pertes d'emploi sont instantanées. Ainsi dans la mesure où les travailleurs licenciés mettent du temps à trouver un emploi, en d'autres termes à être absorbés par le secteur en expansion, la baisse des revenus a un impact négatif sur la demande agrégée, qui sera transmis au reste de l'économie. Malheureusement, l'évidence empirique semble contredire une fois de plus

l'approche théorique, car en effet les déplacements sectoriels de la main d'œuvre diminuent à mesure que le chômage augmente (Blanchard et Fischer, 1989).

Par conséquent d'autres éléments explicatifs du cycle, en plus du progrès technologique, ont dû être incorporés dans l'analyse. Ainsi par exemple les variations du prix du pétrole, de même que les changements dans les préférences de consommation des individus, sont avancés en tant que facteurs déterminants des fluctuations de moyen terme de la production agrégée. Néanmoins de tels changements doivent se caractériser par une forte récurrence et une ampleur très importante, ce qui n'est pas toujours le cas, afin d'arriver à expliciter convenablement les fluctuations cycliques (Argandoña et al, 1997).

En relation à l'importance accordée à la sphère monétaire, elle est incorporée dans l'analyse, soit à travers son inclusion directe dans les fonctions de production ou d'utilité des individus (*cash-in-advance*), soit en supposant que l'ensemble des transactions de l'économie se fait en argent liquide, ce qui par conséquent génère une demande d'encaisses nominales. En relation au co-mouvement existant entre variables monétaires et réelles, la conception du cycle réel postule une causalité inverse. A cet effet, un choc de productivité entraîne un accroissement de la production qui se traduit en une augmentation de la demande de monnaie. Selon la réponse des autorités monétaires face à une plus grande demande d'encaisses, la monnaie pourrait alors agir en tant que mécanisme de transmission et amplification des chocs technologiques (Lucas, 1987).

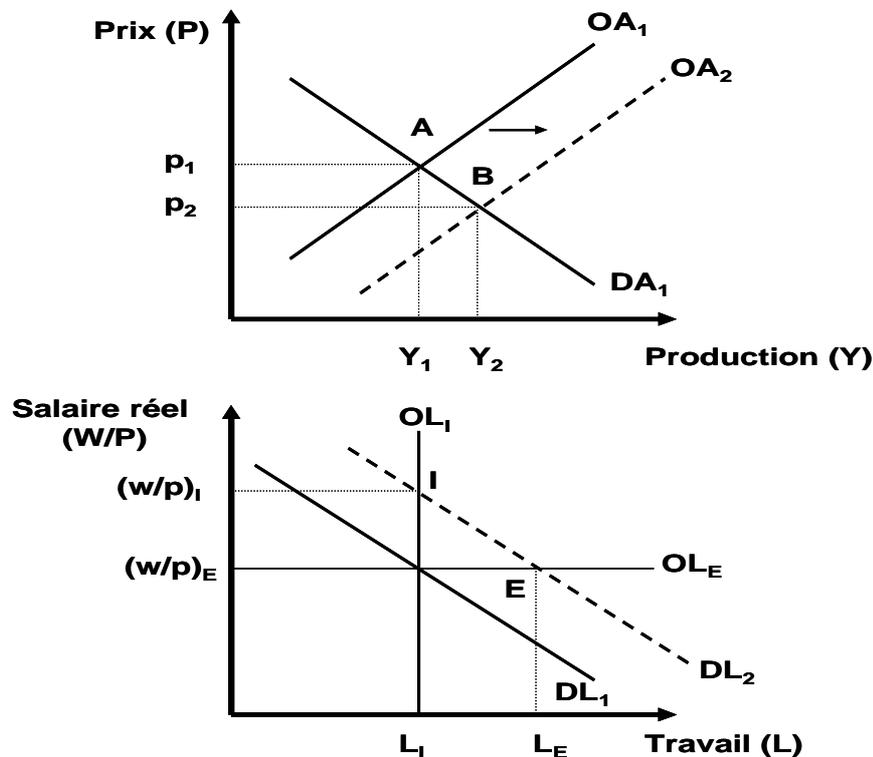
D'autre part, l'intérêt est également porté sur les fondements microéconomiques du choix optimal des individus en ce qui concerne le travail et le loisir, à savoir, la substitution intertemporelle. Ainsi les agents choisissent un niveau optimal d'effort de travail dans le temps en fonction de leurs revenus présents et futurs (Lucas et Rapping, 1969). Ce mécanisme de propagation du cycle suppose donc que les changements permanents du salaire réel n'ont pas d'effet sur l'offre de travail, alors que des variations transitoires de celui-ci se traduisent par une modification du nombre d'heures travaillées. Dans le premier cas, un accroissement permanent du salaire réel entraîne une augmentation du revenu permanent des individus (effet revenu), néanmoins l'effort de travail reste inchangé étant donné que le loisir est devenu relativement moins coûteux (effet substitution). Dans le deuxième cas, une hausse temporaire des salaires réels entraîne une augmentation transitoire de la richesse (effet revenu), ainsi le loisir présent

devient relativement plus cher que le loisir futur et l'offre de travail augmente (effet substitution). D'un point de vue théorique, le choix intertemporel de l'effort de travail peut alors expliquer les fluctuations cycliques de l'activité productive dans la mesure où les variations de salaire réel seront pro-cycliques et transitoires et l'élasticité de substitution sera élevée. Cependant, l'évidence empirique porte à croire que l'élasticité de substitution temporelle reste assez faible dans les pays industrialisés et que les changements de salaire réel sont plutôt permanents (Blanchard et Fischer, 1989).

A cet effet, la figure II.1 permet de synthétiser de façon très générale le mécanisme d'ajustement des salaires réels suite à un choc positif de productivité.

Dans un premier temps l'offre agrégée s'accroît (déplacement de  $OA_1$  vers  $OA_2$ ), ce qui se traduit, toutes choses égales par ailleurs, en une diminution des prix agrégés (prix contra-cycliques).

Figure II. 1. Ajustement du salaire réel face à un choc positif de productivité



Dans le marché du travail, l'augmentation de l'offre agrégée entraîne une augmentation de la demande de main-d'œuvre (déplacement de  $DL_1$  vers  $DL_2$ ) ; à ce stade, l'ajustement du salaire réel dépendra, tel qu'il a été auparavant évoqué, de la perception des offreurs de travail en relation à l'ampleur et à la durée du choc de productivité, de même que de l'existence de mécanismes facilitant la substitution intertemporelle entre travail et loisir. Dans ce sens nous portons notre attention sur deux cas extrêmes, le cas où l'offre de travail est parfaitement inélastique (droite  $OL_I$ ) et les cas où l'offre de travail est parfaitement élastique (droite  $OL_E$ ). Ainsi, si les agents perçoivent le choc comme étant permanent, la quantité de main-d'œuvre reste inchangée et le salaire réel s'ajuste à la hausse (ajustement du marché par les prix), ce qui se traduit en une offre de travail inélastique. Par contre, si les agents estiment que le choc de productivité est transitoire, ceci entraîne un accroissement de la main-d'œuvre, laissant le salaire réel inchangé (ajustement du marché par les quantités), en d'autres termes l'offre de travail est élastique.

Notons que l'hypothèse de substitution intertemporelle du travail est rendue plausible, d'un point de vue empirique, en introduisant d'autres éléments explicatifs.

*Tout d'abord à travers l'inclusion des taux d'intérêt.* Dans ce sens, un choc technologique positif se traduirait en une augmentation de la productivité du capital et une hausse du taux d'intérêt réel, débouchant sur une diminution du revenu futur escompté et rendant le travail présent relativement plus attrayant. Ainsi, même si les salaires réels ne changent pas, un choc positif de productivité peut alors entraîner une augmentation de l'offre de travail.

*Deuxièmement, à travers l'utilisation de fonctions d'utilité additivement non séparables.* Ainsi la désutilité marginale du travail à un moment donné serait liée à l'effort de travail fourni dans les périodes précédentes, ce qui rendrait l'offre de travail plus sensible aux variations réelles de salaires.

*Troisièmement, en supposant que la main d'œuvre est hétérogène.* Les travailleurs possèdent des niveaux de qualification différents et par conséquent des salaires de réserve distincts<sup>17</sup>. Ainsi une légère augmentation du salaire réel pourrait entraîner une augmentation considérable de l'offre de travail.

---

<sup>17</sup> Le salaire de réserve représente le seuil au-dessous duquel l'individu refuse de travailler.

*Finalemant, en supposant l'existence de mécanismes d'assurance contre les fluctuations du revenu.* Les employés renoncent à des augmentations de salaire durant les périodes de haute productivité, en échange ils gardent leurs emplois durant les périodes de récession. Ceci permet donc d'expliquer la faible variabilité des salaires réels dans les pays développés, en restant tout à fait cohérents avec l'existence d'un processus de substitution intertemporelle entre le loisir et le travail.

En résumé, la cohérence et la validité de l'approche réelle du cycle repose sur l'existence de chocs technologiques transitoires, l'interprétation de ces chocs par les agents et la pertinence des mécanismes de substitution intertemporelle. Malheureusement, des hypothèses trop restrictives telles que la concurrence parfaite dans les marchés, la flexibilité des prix, le chômage volontaire et la régression technologique durant les phases de contraction, font de la conception du cycle réel, une approche parfois peu adaptée à l'évidence empirique observée.

A cet effet, l'approche néo-keynésienne du cycle offre une vision des fluctuations économiques plus en accord avec la réalité, notamment en ce qui concerne les imperfections de marché et l'ajustement des prix.

### III. Les modèles néo-keynésiens (Blanchard et Fischer, 1989; Mankiw et Romer, 1991)

#### A. Hypothèses de base

Les hypothèses de base du modèle sont les suivantes :

- **Les individus sont tous identiques et ont une durée de vie infinie.** Il est donc possible de supposer l'existence d'un agent représentatif.
- **Les agents agissent de façon optimale.** Ils maximisent leur utilité en fonction des dotations dont ils disposent à travers le temps.
- **Les anticipations sont rationnelles.** En d'autres termes, les agents utilisent toute l'information disponible et ne commettent pas d'erreurs systématiques.
- **L'équilibre est général.** Les règles de décision d'un agent sont les restrictions d'un autre.
- **Les chocs peuvent être d'offre ou de demande.** La source des fluctuations est sans intérêt, seuls les mécanismes de transmission sont importants.
- **La concurrence est imparfaite.** L'équilibre général atteint est inefficace. Les prix sont supérieurs aux prix de concurrence parfaite et la production est inférieure à celle associée à des marchés concurrentiels.
- **Les producteurs font face à un problème de coordination.** Suite à un choc négatif de demande, les entreprises auraient intérêt à baisser les prix (augmentation de la demande effective et des profits, baisse du chômage), néanmoins ces derniers demeurent inchangés car elles ne connaissent ni la réaction des autres firmes, ni l'effet positif agrégé qu'un tel ajustement des prix pourrait avoir.
- **Les prix et les salaires sont rigides à court terme.** L'ajustement est progressif dans le temps. Les variables nominales peuvent avoir des effets sur les variables réelles. Par conséquent, **il existe un taux de chômage involontaire.** Le marché du travail est donc en déséquilibre.

- **L'information est incomplète.** Les agents ne connaissent ni l'ampleur ni la dynamique dans le temps (la forme de l'autocorrélation) des chocs.

Les fluctuations cycliques de l'activité productive proviennent, dans le contexte néo-keynésien, de chocs agrégés d'offre ou de demande. Ainsi l'intérêt n'est pas tellement de déterminer l'origine des chocs, mais plutôt d'identifier les mécanismes à travers lesquels ces chocs se propagent dans l'économie. Dans ce sens, une attention toute particulière est accordée aux imperfections des marchés (spécifiquement le marché des biens, celui du travail et le marché financier), telles que la concurrence imparfaite, les rigidités nominales et réelles.

Supposons qu'une économie satisfaisant les hypothèses préalablement évoquées fait face à un choc négatif de demande, caractérisé par une diminution du stock nominal de monnaie. Etant donné que les prix et les salaires sont rigides à court terme, la contraction de l'activité productive se traduit en une baisse de la demande de travail, entraînant l'apparition de chômage involontaire. A long terme les prix devraient s'ajuster à la baisse, cependant l'approche néo-keynésienne favorise la mise en place de politiques de stabilisation afin d'accélérer le processus de convergence vers le nouvel équilibre macroéconomique.

## B. Modèle et implications

En ce qui suit nous abordons le modèle statique de base de concurrence imparfaite dans le marché des biens, tel que présenté par Blanchard et Fischer (1989).

L'agent représentatif est un consommateur-producteur. Chaque agent ( $i$ ) produit un bien différencié ( $j$ ) avec une même technologie donnée, il utilise son propre travail (seul facteur de production) et consomme tous les biens disponibles. Ainsi nous retrouvons:

- Les préférences des individus

$$U_i = (C_i)^g \left[ \frac{M_i}{P} \right]^{1-g} - \frac{d}{\beta} Y_i^\beta, \begin{cases} 1 > g > 0 \\ d > 0 \\ \beta \geq 1 \end{cases} \quad (40)$$

De même,

$$C_i = n^{\frac{1}{1-\theta}} \left[ \sum_{j=1}^n C_{ij}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (40') ; \text{ et } P = \left[ \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n p_j^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (40'')$$

$U_i$  = fonction séparable et homogène de degré un.

$C_i$  = consommation totale de l'agent ( $i$ ) en biens ( $j$ ).

$M_i$  = encaisses nominales de l'agent ( $i$ ).

$P$  = indice des prix. Correspond à la moyenne géométrique des prix de l'ensemble des biens produits  $[p_j]$ .

$Y_i$  = production de l'agent ( $i$ ). Elle dépend exclusivement du travail et entraîne une désutilité car elle réduit le temps de loisir des agents.

$g$  = importance ou pondération donnée à la consommation et aux encaisses réelles dans la fonction d'utilité de l'agent représentatif.

$\beta$  = désutilité marginale ou rendement du travail.

$\theta$  = élasticité de substitution des différents biens produits. Elle est supposée être constante et supérieure à 1.

$n$  = nombre total d'agents et de biens.

$d$  = constante de niveau.

L'utilité de l'agent représentatif dépend positivement des niveaux de consommation et d'encaisses réelles et négativement de la production de biens ou de l'effort fourni.

- La contrainte budgétaire

$$\sum_{j=1}^n p_j c_{ij} + M_i = \underbrace{p_i Y_i + \bar{M}_i}_{R_i} \quad (41)$$

$\bar{M}_i$  = dotation initiale d'encaisses nominales de l'agent ( $i$ ).

$R_i$  = richesse nominale de l'agent ( $i$ ).

La valeur des biens consommés, de même que les encaisses nominales disponibles, doivent être égales à la valeur de la production, plus la dotation initiale d'encaisses nominales.

La procédure de résolution du modèle consiste dans un premier temps, à dériver la distribution de la richesse entre biens de consommation et monnaie, en supposant que le revenu est constant ; ainsi il sera possible d'obtenir les fonctions individuelles de demande de biens et d'encaisses monétaires. Dans un deuxième temps, il faut déduire la fonction de demande de chaque producteur et la fonction de demande agrégée de l'économie. Par la suite il devient possible de dériver la règle de fixation des prix des producteurs et l'équilibre.

- Les fonctions de demande individuelles

Premièrement nous remplaçons (40') et (40'') dans la fonction d'utilité de l'agent représentatif (40) et maximisons par rapport à la contrainte budgétaire (41). Le lagrangien s'écrit alors :

$$\Lambda_i = n^{\frac{g}{1-\theta}} \left[ \sum_{j=1}^n C_{ij}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta g}{\theta-1}} \left[ \frac{M_i}{P} \right]^{1-g} - \frac{d}{\beta} Y_i^\beta - \lambda \left[ \sum_{j=1}^n p_j c_{ij} + M_i - R_i \right] \quad (42)$$

Notons que par hypothèse le troisième terme de l'équation, la richesse, est constant.

Les conditions de premier ordre sont donc :

$$\Lambda_{C_{ij}} = n^{\frac{g}{1-\theta}} \left[ \frac{M_i}{P} \right]^{1-g} \frac{\theta g}{\theta-1} \left[ \sum_{j=1}^n C_{ij}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta g}{\theta-1}-1} \left[ \frac{\theta-1}{\theta} C_{ij}^{\frac{-1}{\theta}} \right] - \lambda p_j = 0 \quad (43)$$

$$\Lambda_{M_i} = n^{\frac{g}{1-\theta}} \left[ \sum_{j=1}^n C_{ij}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta g}{\theta-1}} (1-g) \left[ \frac{M_i}{P} \right]^{-g} \left[ \frac{1}{P} \right] - \lambda = 0 \quad (44)$$

$$\Lambda_\lambda = \sum_{j=1}^n p_j c_{ij} + M_i - R_i = 0 \quad (45)$$

A partir des équations (43), (44) et (45) il est possible de déduire les fonctions individuelles de demande d'encaisses nominales et de biens de consommation :

$$M_i = (1-g)R_i \quad (46)$$

$$C_{ij} = \left( \frac{p_j}{P} \right)^{-\theta} \left( \frac{gR_i}{nP} \right) \quad (47)$$

La demande de monnaie est reliée positivement à la richesse de l'individu. En relation à la demande de chaque bien ( $j$ ), celle-ci est inversement proportionnelle au prix du bien en question et en relation positive avec la richesse de l'agent.

A partir de ces fonctions de demande et en remplaçant dans (40) nous trouvons la fonction d'utilité indirecte de chaque individu:

$$U_i = \left( \frac{p_i}{P} \right) Y_i - \left( \frac{d}{\beta} \right) Y_i^\beta + \frac{\bar{M}_i}{P} \quad (48)$$

- La fonction de demande de chaque produit et la fonction de demande agrégée

La demande de chaque produit est obtenue en faisant la somme des demandes individuelles du bien en question :

$$Y_j = \sum_{i=1}^n C_{ij} \left( \frac{p_j}{P} \right)^{-\theta} \frac{M'}{P} \quad (49)$$

$$M' = \frac{g}{1-g} \frac{M}{n}$$

La demande agrégée réelle de l'économie correspond à la somme des demandes individuelles de tous les biens, divisée par le niveau général des prix :

$$Y = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{p_j C_{ij}}{P} = \frac{g}{1-g} \frac{M}{P} \quad (50)$$

- La règle de fixation des prix des producteurs et l'équilibre

A cet effet nous devons maximiser la fonction d'utilité indirecte (48) par rapport aux prix, sous la contrainte du niveau de demande de chaque produit (49). Nous trouvons donc :

$$\frac{p_i}{P} = \left[ \left( \frac{d\theta}{\theta-1} \right) \left( \frac{M'}{P} \right)^{\beta-1} \right]^{\frac{1}{1+\theta(\beta-1)}} \quad (51)$$

Le prix nominal optimal est fonction du niveau général des prix et du stock réel de monnaie. Cette règle laisse prévoir que si le rendement du travail est constant [ $\beta = 1$ ], alors

les producteurs n'ajustent pas leurs prix face à un choc de demande, mais uniquement les quantités produites ; toutefois, si les rendements sont croissants [ $\beta > 1$ ] alors les prix et la production s'ajustent suite au choc nominal.

Puisque par hypothèse les agents utilisent une même technologie pour produire des biens légèrement différents, à l'équilibre on peut supposer que le prix agrégé et les prix individuels sont identiques, ainsi  $p_i/P = 1$ . A partir des équations (49) et (51) nous déduisons la production et le niveau agrégé des prix d'équilibre :

$$P = \left( \frac{\theta - 1}{\theta d} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} M, \quad (52)$$

$$Y_j = \left( \frac{\theta - 1}{\theta d} \right)^{\frac{1}{\beta-1}} \quad (53)$$

L'équation (52) montre que le niveau agrégé des prix est proportionnel à la quantité d'encaisses nominales. D'autre part, l'équation (53) illustre le fait que la production d'équilibre de chaque producteur est indépendante de la quantité de monnaie et ceci malgré l'existence de concurrence monopolistique.

### C. Limites et critiques

Il semble évident que le manque de concurrence parfaite n'est guère suffisant pour expliquer la non neutralité de la monnaie en courte période, de même que l'existence de fluctuations cycliques, le chômage et par conséquent, le bien-fondé des politiques de stabilisation. L'approche néo-keynésienne introduit alors des éléments explicatifs complémentaires permettant de justifier la rigidité des prix et des salaires ainsi que l'existence de chômage involontaire. Il s'agit **des frictions nominales et des imperfections réelles**.

- Les frictions nominales

En ce qui concerne les frictions nominales, celles-ci représentent au niveau de l'entreprise, les coûts ou barrières à l'ajustement des prix suite à un choc déterminé. Deux

grands mécanismes sont généralement envisageables, les coûts de catalogue ou "menu costs" et la quasi-rationalité ou "near-rationality" (Akerlof et Yellen, 1985).

Les coûts de catalogue correspondent aux coûts encourus par un établissement commercial (grandes surfaces, fournisseurs, restaurants, etc.) lorsque les prix de vente sont modifiés. Ces coûts s'estiment en termes de réimpression de listes de prix et de perte potentielle de clients. Ainsi face à un changement de demande agrégée, les entreprises peuvent avoir intérêt à ne pas ajuster leurs prix mais plutôt leur production, si les coûts de catalogue sont plus importants que les bénéfices espérés. Cet ajustement par les quantités peut alors avoir des effets agrégés considérables sur le marché du travail et le bien-être des individus.

La rationalité incomplète est associée à l'optimum de second ordre atteint, suite à un choc agrégé. Ainsi les firmes ne modifient pas leurs prix et préfèrent plutôt ajuster les quantités produites, étant donné qu'au niveau individuel les pertes de profits sont très peu significatives. Cependant, au niveau macroéconomique l'impact sur la production et le travail demeure très marqué. A cet effet l'équation de demande individuelle de produits (49) illustre bien le rôle des rigidités nominales. Supposons que l'économie subit un choc négatif de demande nominale (réduction de  $M$ ) ; en présence de frictions nominales les prix individuels  $[p_j]$  ne changent pas, entraînant la rigidité du niveau agrégé des prix  $[P]$  et la contraction réelle de demande agrégée (équation 50).

- Les imperfections réelles

En relation aux imperfections réelles, elles représentent des aspects ou des caractéristiques propres à chaque marché, empêchant l'ajustement automatique des prix. Dans le marché des biens les rigidités réelles sont associées aux conditions dans lesquelles opèrent les entreprises. Ainsi le pouvoir de marché (relation prix-coûts), la structure des coûts de production des firmes et de leurs fournisseurs, la technologie employée, l'élasticité prix de la demande et les stocks d'inventaire, représentent des particularités propres aux structures de production, pouvant contrer l'ajustement automatique des prix face à des perturbations prédéterminées d'offre ou de demande.

Par ailleurs, dans le marché du travail les imperfections réelles correspondent également aux rigidités des salaires et à l'existence de chômage involontaire. Ces deux

phénomènes trouvent une explication dans les approches théoriques des modèles à contrats implicites (Gordon, 1974), les modèles de salaire d'efficience (Stiglitz, 1976) et les modèles "insiders-outsiders" (Lindbeck et Snower, 1985).

Selon l'approche des contrats implicites les salariés et les entreprises établissent des relations de travail de long terme. A cet effet, la firme garantit un salaire stable, indépendamment des fluctuations cycliques des marchés, ce qui se traduit en une plus grande rigidité de ces derniers. Les travailleurs acceptent l'arrangement étant donné qu'ils ne disposent pas d'autres moyens pour lisser leur consommation dans le temps<sup>18</sup>.

En relation à l'existence de chômage involontaire, l'approche des salaires d'efficience se base sur l'existence d'une relation positive entre la productivité ou l'effort fourni par les travailleurs et le salaire réel. Dans ce sens, les entreprises offrent des salaires supérieurs à la productivité marginale du travail afin de garantir un niveau d'effort optimal de la part des travailleurs. En effet des salaires plus élevés créent des incitations à mieux performer, dans la mesure où les coûts associés à la perte de travail sont plus importants. De même si les travailleurs considèrent qu'ils sont traités de façon juste et équitable, alors ils auront également intérêt à être encore plus productifs. D'un autre côté, avec des salaires plus élevés les entreprises cherchent également à attirer les meilleurs candidats en termes de productivité espérée. Ainsi face à un choc négatif, les firmes ne modifient pas les salaires, mais par contre, ajustent à la baisse le nombre de travailleurs embauchés, ce qui entraîne l'apparition de chômage involontaire.

D'autre part, les modèles de type "insiders-outsiders" supposent que les travailleurs avec une certaine expérience ou ancienneté dans l'entreprise (*insiders*) ont un pouvoir de monopole en ce qui concerne la fixation des salaires. Ainsi, ces salariés expérimentés peuvent influencer positivement ou négativement la productivité de l'entreprise et par conséquent les salaires, selon leurs propres intérêts économiques, sans se soucier du sort des nouveaux arrivants et des chômeurs (*outsiders*). Suite aux pressions exercées par les travailleurs expérimentés, le salaire réel effectif est supérieur au salaire d'équilibre du marché, entraînant un excédent d'offre de travail et le chômage involontaire des "outsiders". Cette approche

---

<sup>18</sup> Remarquons que cette approche est semblable à celle avancée par les théoriciens du cycle réel (voir sous-section précédente), afin d'expliquer l'absence de variabilité dans les salaires réels.

permet donc de concilier l'augmentation simultanée, apparemment contradictoire, des salaires réels et du chômage.

Finalement en ce qui concerne les marchés financiers, les imperfections réelles sont liées au problème de l'asymétrie d'information. En présence d'aléa moral, à savoir, lorsque les agents ont des incitations à mal performer, *ex post*, étant donnés les coûts de surveillance des projets envisagés ; de même qu'en présence de sélection adverse, c'est-à-dire, lorsqu'il est difficile d'identifier, *ex ante*, les bons demandeurs de crédit des mauvais, le marché du crédit subit un rationnement assez important du côté de l'offre, accompagné d'une moins grande flexibilité des taux d'intérêt. Ainsi suite à un choc négatif de demande, par exemple une contraction de la masse monétaire, l'existence d'asymétries informationnelles entrave l'ajustement des taux d'intérêts et provoque un plus grand rationnement du crédit, ce qui se traduit en une réduction de l'investissement, une baisse de la production et la contraction de la demande de travail.

En résumé l'approche néo-keynésienne permet d'expliquer l'apparition et la propagation de fluctuations cycliques à travers les imperfections des marchés. Ces imperfections nominales et réelles engendrent généralement, d'un point de vue macroéconomique, des problèmes de coordination entre agents, aboutissant dans des situations d'équilibre sous-optimal ou de "cercle vicieux keynésien". Ainsi l'économie peut se trouver à un moment donné dans un équilibre à faible activité productive, à cause d'une demande très faible, qui à la fois est le résultat d'un niveau de production insuffisant, ne générant pas les revenus nécessaires pour que la demande soit plus importante. Par conséquent, contrairement à l'approche néo-classique du cycle, l'intervention gouvernementale joue un rôle déterminant dans la coordination des agents économiques et le passage vers un équilibre supérieur. Notons néanmoins que l'une des faiblesses de cette conception est notamment l'inexistence d'un cadre théorique unifié, semblable à celui proposé par les défenseurs de la théorie du cycle réel.

Les différentes approches théoriques des fluctuations de moyen terme étant déjà évoquées, nous allons maintenant aborder l'application des modèles de cycle dans le cas des pays en voie de développement.

## IV. Les modèles de cycles dans les pays en voie de développement

### A. Le modèle de base

En ce qui concerne l'application des modèles de cycles dans les PED, ces derniers sont la plupart du temps basés sur la conception néo-classique. Etant donné le manque d'information statistique désagrégée, la modélisation de type néo-keynésien, basée sur les imperfections des marchés, est considérablement restreinte. Ainsi deux approches sont généralement suivies : d'un côté certains auteurs analysent les fluctuations cycliques à l'aide de modèles reproduisant les caractéristiques moyennes d'un groupe de pays (Mendoza, 1995 ; Kose et Riezman, 2001 ; Kose, 2002), alors que d'un autre côté l'intérêt est plutôt porté sur des modèles spécifiques aux pays concernés (Suescún, 1997 ; Duncan, 2002 ; Aguiar et Gopinath, 2004 ; Sáez et Puch, 2004 ; Neumeyer et Perri, 2005). Dans tous les cas une attention particulière est accordée aux marchés internationaux (les prix des matières premières, les taux d'intérêts) en tant que facteurs déterminants des fluctuations cycliques de l'activité productive agrégée. A cet effet, **Mendoza (1995)** est le premier à proposer un modèle stochastique d'équilibre général, adapté aux particularités des pays en voie de développement. En ce qui suit nous présentons les principales caractéristiques du modèle en question<sup>19</sup> :

- Les préférences

Les ménages ont une durée de vie infinie et consomment quatre types de biens : des biens d'exportation ( $x$ ), des biens importés ( $f$ ), des biens non-échangeables ( $n$ ) et du loisir ( $l$ ). La fonction d'utilité espérée correspond donc à :

$$U(x, f, n, l) = E \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \left[ u(x_t, f_t, n_t, l_t) \cdot e^{\left( -\sum_{\tau=0}^{t-1} \gamma(x_\tau, f_\tau, n_\tau, l_\tau) \right)} \right] \right\} \quad (54)$$

<sup>19</sup> Les hypothèses de base sont analogues à celle du modèle standard de cycle réel présenté dans la section II.

Avec :

$$u(x, f, n, l) = \frac{\left\{ \left[ (x^a f^{1-a})^{-\mu} + n^{-\mu} \right]^{\frac{-1}{\mu}} l^{\omega} \right\}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (54')$$

$$v(x, f, n, l) = \beta \ln \left\{ 1 + \left[ (x^a f^{1-a})^{-\mu} + n^{-\mu} \right]^{\frac{-1}{\mu}} l^{\omega} \right\} \quad (54'')$$

De même :

$$0 \leq a \leq 1, \mu > -1, \gamma > 1, \beta > 0, \omega > 0$$

$a$  = part des biens d'exportation dans le total des dépenses de consommation de biens échangeables.

$\mu$  = paramètre associé à l'élasticité de substitution entre biens échangeables et biens non-échangeables (cette élasticité étant égale à  $\frac{1}{1+\mu}$ ).

$\gamma$  = inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation agrégée.

$\beta$  = taux d'escompte de la consommation future.

$\omega$  = élasticité de l'offre de travail.

Dans la fonction d'utilité instantanée (54'), la relation entre les biens échangeables et les biens non-échangeables est représentée par une fonction à élasticité de substitution constante (CES). Les biens échangeables, à savoir les exportations et les importations, sont exprimés en termes d'une fonction Cobb-Douglas à élasticité unitaire ( $a$ ).

- La technologie de production et les marchés financiers

Les entreprises produisent des biens en utilisant du capital importé et du travail. Il existe deux secteurs d'activité : le secteur de biens non-échangeables ( $n$ ) et le secteur de biens échangeables, composé à la fois par les secteurs d'importation ( $f$ ) et d'exportation ( $x$ ). Le modèle suppose que l'offre de travail du secteur de biens échangeables est inélastique, de même que l'offre de capital du secteur de biens non-échangeables. Par ailleurs, Le capital est

parfaitement mobile à l'intérieur du secteur de biens échangeables uniquement. Les firmes font également face à des coûts d'ajustement, permettant de réduire la volatilité de l'investissement et son incidence sur le stock de capital. D'autre part, les agents échangent un actif financier à un taux d'intérêt fixe, mesuré en termes de biens d'importation. Cet actif permet aux ménages de lisser leur consommation face aux variations de revenu induites par un choc déterminé. Les marchés internationaux sont parfaitement concurrentiels et l'économie subit des chocs de productivité et des chocs de termes de l'échange.

La contrainte de ressources du secteur de biens échangeables est donnée par :

$$f_t + e_t^p p^x x_t = A \left[ e_t^p p^x e_t^x (K_t^x)^{1-ax} (L^x)^{ax} + e_t^f (K_t^f)^{1-af} (L^f)^{af} \right] - K_{t+1} + K_t (1 + \delta) - \frac{\phi}{2} (K_{t+1} - K_t)^2 - B_{t+1} + B_t (1 + r^*) \quad (55)$$

$e_t^p$  = choc de termes de l'échange.

$e_t^i$  = choc de productivité, avec  $i = x, f, n$ .

$p^x$  = prix mondial relatif des biens d'exportation (le prix des biens d'importation est le numéraire).

$p^n$  = prix des biens non-échangeables.

$A$  = productivité globale des facteurs.

$K^i$  = stock de capital du secteur  $i$ , avec  $i = x, f, n$ .

$L^i$  = travail du secteur  $i$ , avec  $i = x, f, n$ .

$\alpha^i$  = participation du facteur travail dans la production du secteur  $i$ , avec  $i = x, f, n$ .

$\delta$  = taux de dépréciation du stock de capital.

$\phi$  = coût marginal d'ajustement du capital.

$B_t$  = quantité nette d'actifs étrangers au temps  $t$ .

$r^*$  = taux d'intérêt mondial.

La contrainte de ressources du secteur de biens non-échangeables est définie selon:

$$n_t = Ae_t^n (K^n)^{1-an} (L_t^n)^{an} - K^n + K^n (1 - \delta) \quad (56)$$

La contrainte de disponibilité des travailleurs correspond à:

$$l_t + L_t^n + L^x + L^f = T \quad (57)$$

$T$  = temps disponible total.

L'équilibre concurrentiel est défini par le processus stochastique,

$$\left\{ K_{t+1}, B_{t+1}, K_t^x, K_t^f, L_t^n, x_t, f_t, n_t, p_t^n, l_t \right\}_0^\infty$$

qui maximise l'équation (54) sujet aux équations (55), (56) et (57).

La solution du modèle est obtenue à partir de méthodes itératives de programmation dynamique. Le calibrage des différents paramètres étant effectué en fonction de valeurs moyennes correspondant à une petite économie ouverte en voie de développement.

Les principaux résultats du modèle indiquent que plus de la moitié de la volatilité de la production s'explique par les variations dans les termes de l'échange. De même, les processus d'ajustement face aux chocs sont considérablement différents selon l'origine de l'innovation stochastique : un choc de termes de l'échange provoque une appréciation réelle et un différentiel positif des taux d'intérêt, alors qu'un choc de productivité induit une dépréciation réelle.

A cet effet, un choc positif de termes de l'échange se traduit, dans un premier temps, en une augmentation de l'investissement et un accroissement du stock de capital dans le secteur d'exportation. En effet, cette amélioration des prix relatifs d'exportation entraîne d'une part, une augmentation des profits dans le secteur en question et d'autre part, une réallocation du capital du secteur d'importation vers le secteur d'exportation. Dans un deuxième temps, la hausse relative des exportations induit une augmentation de la production et de la consommation. Notons que le choc provoque également une augmentation du prix relatif des biens non-échangeables, ce qui entraîne une augmentation de la consommation moins que proportionnelle à celle de la production et de l'investissement. De même, le choc induit une augmentation du revenu permanent des agents qui engendre un accroissement de l'épargne,

notamment à travers l'acquisition d'actifs étrangers, destinée à lisser la consommation dans le temps.

En relation au choc positif de productivité, celui-ci est supposé agir, d'après la structure du modèle, sur l'ensemble des secteurs de façon uniforme. Ainsi un accroissement de la productivité des facteurs induit une augmentation des exportations nettes et un niveau d'investissement plus élevé. Le choc en question provoque également une augmentation des revenus des ménages, qui face à une offre fixe de capital dans le secteur des non-échangeables sont obligés à allouer leurs revenus supplémentaires à l'acquisition d'actifs financiers dans les marchés internationaux. Cet accroissement de la production et du revenu des agents entraîne également une très légère baisse de l'offre de travail dans le secteur des biens non-échangeables, suite à une augmentation du temps consacré au loisir. Par ailleurs l'effet positif du choc sur l'ensemble des secteurs de production, notamment le secteur de biens non-échangeables, engendre une augmentation excessive de l'offre agrégée par rapport à la demande, se traduisant par un ajustement à la baisse des prix dans le secteur des non-échangeables et en une dépréciation du taux de change réel.

## **B. Extensions du modèle**

A partir du modèle de Mendoza (1995) précédemment évoqué, des travaux axés sur l'impact du progrès technique et sur l'effet des fluctuations de quelques agrégats internationaux sur l'activité productive des pays en développement ont vu le jour. Ainsi, certains auteurs se sont centrés sur l'analyse des fluctuations cycliques à partir de modèles reproduisant les principales caractéristiques d'un groupe de pays ou d'une région :

Dans ce sens, **Kose et Riezman (2001)** portent leur attention sur le rôle des chocs externes en tant qu'éléments explicatifs des fluctuations macroéconomiques en Afrique, à l'aide d'un modèle multisectoriel d'une petite économie reproduisant les principaux faits stylisés de 22 pays africains durant la période 1970-1992. Le modèle suppose l'existence de deux secteurs de production: un secteur de biens non-échangeables et un secteur de biens échangeables. Ceux-ci utilisent respectivement du capital national et importé, de même que des biens intermédiaires provenant de l'étranger. L'économie fait également face à des chocs de technologie, commerciaux et financiers. Les chocs technologiques sont approchés par la productivité globale

des facteurs dans chacun des secteurs d'activité, les chocs commerciaux correspondent aux prix relatifs des biens de capital importés et des biens intermédiaires importés par rapport au prix des matières premières exportées, alors que les chocs financiers sont associés au taux d'intérêt mondial. Les résultats démontrent que plus de 40% de la volatilité de l'activité économique s'explique par les chocs d'origine commerciale, de même, plus de 80% de la volatilité de l'investissement et de l'offre de travail est induite par les chocs externes. Par ailleurs l'importance des taux d'intérêts n'est significative que dans les cas où les pays considérés sont largement endettés.

De manière similaire, **Kose (2002)** s'intéresse à l'impact des fluctuations des prix mondiaux sur une petite économie exportatrice de matières premières. Les prix considérés correspondent aux prix des biens intermédiaires de capital, ceux des matières premières d'exportation, exception faite du pétrole, et le taux d'intérêt mondial. Le modèle employé, constitué de deux secteurs d'activité, est semblable à celui proposé par Kose et Riezman (2001). En relation aux résultats, l'auteur trouve que plus de 80% des fluctuations agrégées de la production et 90% de la volatilité de l'investissement s'expliquent par des variations dans les différents prix internationaux étudiés.

Par ailleurs, un grand intérêt est également porté sur l'étude de cas spécifiques. En ce qui concerne l'Amérique Latine, **Suescún (1997)** propose un modèle de cycle réel adapté à la Colombie, dans ce cas l'auteur cherche à reproduire les fluctuations de moyen terme de l'activité productive colombienne à l'appui de données annuelles couvrant la période 1952-1992, en portant une attention toute particulière au problème de "Syndrome Hollandais" ou "Dutch Disease", à savoir, l'appréciation réelle du taux de change et la contraction de la production industrielle suite à une augmentation du prix mondial des matières premières d'exportation. Dans ce sens, le modèle employé, très proche de celui avancé par Mendoza (1995), est composé de trois secteurs : un secteur de biens non-échangeables, un secteur de biens échangeables et un secteur d'exportation de café. De même, l'environnement stochastique est modélisé en supposant l'existence de deux grandes sources de comouvement : les chocs technologiques et les chocs du prix international du café. D'un point de vue empirique les résultats obtenus à partir du modèle sont tout à fait cohérents avec les valeurs observées des différentes variables, notamment en ce qui concerne l'aspect contra-

cyclique du secteur d'exportation de matières premières : suite à une augmentation du prix mondial du café, la subséquente expansion du secteur en question et l'appréciation du taux de change réel, les facteurs de production se déplacent vers les secteurs moins productifs (importations et biens non-échangeables), entraînant une contraction postérieure de l'activité économique agrégée.

De façon analogue, **Sáez et Puch (2004)** portent leur attention sur les fluctuations cycliques de l'activité économique au Venezuela à partir de données annuelles couvrant la période 1950-1995. Les auteurs proposent un modèle stochastique d'une petite économie ouverte avec deux secteurs d'activité, le pétrolier et le non pétrolier, faisant face à des chocs nationaux de productivité et à des chocs internationaux de prix du pétrole. La particularité de leur approche repose sur le fait que le secteur pétrolier est modélisé de façon exogène ; ainsi les revenus issus de l'extraction de pétrole sont assimilés à des transferts en provenance du reste du monde, en d'autres termes, à des rentes d'exploitation payées par les pays importateurs aux consommateurs nationaux<sup>20</sup>. A partir de préférences de type GHH<sup>21</sup> (Greenwood et al, 1988), permettant de générer une offre de travail indépendante du niveau de consommation et en supposant une certaine immobilité du capital, ils arrivent à reproduire convenablement le comportement de l'économie du Venezuela durant les périodes de forte augmentation du prix international du pétrole, notamment en ce qui concerne l'accroissement de l'investissement et de la production.

D'un autre côté, **Duncan (2002)** analyse la viabilité d'un modèle de cycle réel avec monnaie dans la fonction d'utilité dans le cas du Chili, durant la période 1986-2000. L'auteur cherche à expliquer, dans un contexte d'équilibre général stochastique, l'existence de co-mouvement entre les taux d'intérêts et l'inflation. Suite à un choc positif transitoire des taux d'intérêts, la production décroît, la demande d'encaisses réelles diminue et les prix s'ajustent temporairement à la hausse. Cette relation de co-mouvement s'explique par le fait que dans le modèle envisagé, une augmentation du taux d'intérêt nominal se traduit en un accroissement similaire des prix (effet Fisher), laissant le taux d'intérêt réel inchangé. En termes de résultats, le modèle s'ajuste convenablement à la réalité, de plus, la transmission ou propagation du choc

---

<sup>20</sup> Etant donné que l'activité pétrolière vénézuélienne est largement administrée par l'Etat et que par ailleurs, le pays fait partie de l'Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole (OPEP), cette façon de traiter le secteur pétrolier semble tout à fait convenable.

<sup>21</sup> Voir Annexe III.

est renforcée par l'adoption d'une règle de politique monétaire reliant positivement le taux d'intérêt réel aux déviations positives du taux d'inflation.

De même, **Neumeyer et Perri (2005)** étudient l'importance des taux d'intérêt réels internationaux en tant qu'éléments explicatifs du cycle dans un groupe de pays émergents, en portant un regard détaillé sur le cas de l'Argentine. Les auteurs définissent deux mécanismes de transmission des variations des taux d'intérêt vers le reste de l'activité productive : tout d'abord les entreprises sont supposées devoir payer à l'avance une fraction des facteurs nécessaires à la production, ce qui se traduit en un besoin de financement *ex ante* ; ensuite ils introduisent des préférences de type GHH (Greenwood et al, 1988), leur permettant d'éliminer ainsi l'effet de substitution entre travail et loisir, traditionnellement induit par le changement des taux d'intérêt. Par conséquent, toute augmentation des taux d'intérêts provoque un accroissement des coûts de production, entraînant une baisse de la demande de travail et une diminution de l'activité productive. Les fluctuations des taux d'intérêts se décomposent à leur tour en deux éléments : une composante internationale et une composante de risque spécifique au pays. Leurs résultats dévoilent, dans le cas argentin, qu'en éliminant la variabilité des taux d'intérêts associée au risque national, la volatilité de la production diminue de plus de 25%.

Pour terminer, **Aguar et Gopinath (2004)** s'intéressent à la prépondérance des chocs de productivité dans le contexte d'une petite économie émergente. A l'appui d'un modèle standard de cycle réel adapté au Mexique, les auteurs démontrent que les fluctuations de l'activité économique sont fortement reliées à des changements permanents de productivité (changements de régime), plutôt qu'à des variations temporaires de celle-ci. Ainsi à partir de la tendance de long terme du progrès technique, il devient possible de reproduire convenablement les principales caractéristiques des fluctuations macroéconomiques du Mexique, sans avoir pour autant à introduire des imperfections ou frictions dans les marchés.

En résumé, l'ensemble des travaux portant sur la modélisation en équilibre général des fluctuations cycliques dans les PED confère une plus grande importance aux chocs d'origine internationale, vis-à-vis les chocs de productivité. Ainsi, le prix des matières premières et le taux d'intérêt mondial arrivent à expliquer dans plusieurs cas, plus de la moitié de la variabilité de la production agrégée simulée (Mendoza, 1995 ; Kose et Riezman, 2001 ; Kose, 2002).

### C. Limites

L'analyse des fluctuations cycliques dans les pays en voie de développement fait face à de nombreuses restrictions. Tout d'abord l'absence d'information statistique détaillée limite considérablement l'adoption d'outils mieux adaptés à la réalité des pays en question. Ainsi, l'adoption de modèles de cycle réel demeure la plupart du temps le seul choix envisageable, alors qu'il semble évident que certaines des hypothèses fondamentales de cette approche, comme par exemple, l'existence de chocs de productivité associés exclusivement à l'innovation technologique, sont très discutables dans le contexte d'une petite économie émergente.

Par ailleurs les résultats dérivés sont très sensibles à la spécification du modèle. Dans ce sens, le choix des formes fonctionnelles, le type de préférences employées, ainsi que les mécanismes de transmission préétablis, conditionnent les effets des chocs envisagés. A cet effet, le modèle de base (Mendoza, 1995) prédétermine le rôle prépondérant des agrégats internationaux, dans la mesure où le stock de capital du secteur de biens non-échangeables est fixé, de façon totalement exogène, dans le temps et dans l'espace et de plus, les agents ajustent leur consommation en fonction d'un actif international, soumis par définition aux fluctuations du taux d'intérêt mondial. Ce sont bien évidemment des hypothèses sujettes premièrement, à la disponibilité de l'information statistique et deuxièmement, destinées à faciliter la compréhension du phénomène étudié. Toutefois le danger repose dans l'interprétation des résultats et les subséquentes généralisations<sup>22</sup>.

D'autre part, très peu d'intérêt est porté sur la modélisation des chocs technologiques dans les PED, tel que soulevé par Aguiar et Gopinath (2004). La plupart du temps la productivité des facteurs est approchée par un processus stochastique autorégressif de premier ordre, sur une base annuelle, permettant d'introduire une certaine persistance dans son évolution temporelle. Cette spécification s'ajuste correctement aux fluctuations cycliques observées dans les pays industrialisés, néanmoins tel ne semble pas être le cas des petites économies émergentes. La très forte volatilité des agrégats macroéconomiques enregistrée dans les pays en développement, pourrait alors mieux s'expliquer dans un contexte de changement de régime de la PGF. Ainsi les changements permanents et non pas transitoires

---

<sup>22</sup> A cet effet, nombreux sont les travaux empiriques basés sur des méthodes plus flexibles, comme l'estimation de modèles à vecteurs autorégressifs, qui octroient une grande importance aux chocs réels d'offre en tant qu'éléments explicatifs des fluctuations cycliques de la production.

de productivité seraient à la base des fluctuations cycliques. Il resterait alors à élucider les éléments explicatifs des changements de régime, notamment en termes de la nouvelle approche des déterminants de la croissance (Acemoglu et al, 2001 ; Rodrik et al, 2002, Sachs, 2003) ; cette dernière étant centrée sur les rôles respectifs des institutions, de la géographie et de l'ouverture aux échanges.

Finalement, nous constatons l'inexistence de modèles adaptés à l'analyse des interactions entre pays en développement. Les modèles précédemment considérés portent généralement sur des économies spécifiques, ou bien sur des économies représentant un groupe de pays ou une zone géographique déterminée, de plus, ces modèles supposent l'existence d'une certaine symétrie ou homogénéité entre pays. Dans tous les cas, les économies en développement sont supposées faire face à des marchés mondiaux concurrentiels ayant la capacité d'absorber leurs excédents de production et de compenser leurs excédents de demande agrégée nationale.

Notons cependant que depuis quelques années les accords régionaux entre pays émergents, ou accords Sud-Sud, tels que la CAN, le Mercosur ou l'ASEAN prennent de plus en plus d'ampleur en termes d'échanges commerciaux intra-régionaux (WTO, 2004). Dans ce sens, à mesure que les processus d'intégration s'approfondissent et les échanges s'accroissent, les économies des PED deviennent de plus en plus dépendantes de leurs voisins régionaux et par conséquent de plus en plus vulnérables face aux chocs spécifiques frappant leurs principaux partenaires. Tel fut le cas par exemple lors de la crise économique du Brésil à la fin des années quatre-vingt-dix<sup>23</sup>. Ainsi, suite à la dévaluation du *real*, les termes de l'échange de l'un des principaux partenaires commerciaux du Brésil, l'Argentine, se sont considérablement détériorés, phénomène qui pourrait en partie expliquer la contraction postérieure de l'économie argentine et l'effondrement ultérieur du système de change.

Il semble donc primordial de porter un regard plus précis sur les interactions entre pays en développement à l'intérieur de zones ou régions particulières, sans négliger leurs caractéristiques et spécificités.

Remarquons qu'en ce qui concerne les pays industrialisés, les efforts menés dans la modélisation, en équilibre général stochastique, de régions économiques avec pays différenciés

---

<sup>23</sup> Crise originairement provoquée par un compte courant de la balance des paiements largement déficitaire et des difficultés d'ordre budgétaire (Averbug, Giambiagi, 2000).

ou hétérogènes sont assez récents. A cet effet Zimmermann (1997, 1999) propose un modèle de cycle réel à trois pays asymétriques avec agents hétérogènes ; de même, Dellas et Tavlas (2002) introduisent un modèle stochastique avec demande d'encaisses nominales adapté à l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni. De façon générale les résultats de ces analyses corroborent l'importance de la transmission internationale des chocs dans les cas où les pays considérés sont de taille relativement semblable, proches géographiquement et intégrés en termes d'échanges commerciaux.

## Conclusion

Les modèles de cycles introduisent un cadre théorique cohérent et formel dans l'analyse des fluctuations de l'activité productive, notamment en ce qui concerne l'optimalité des choix de production et de consommation des agents.

Dans ce sens, deux approches sont généralement envisagées : La conception néo-classique ou du cycle réel et la conception néo-keynésienne ou des marchés imparfaits. La première de ces approches théoriques est basée sur la perfection des marchés et la prépondérance des chocs technologiques en tant qu'élément explicatif des variations de production de moyen terme. D'autre part, la deuxième conception vise à expliquer les fluctuations cycliques dans un contexte de défaillance des marchés, en portant une attention particulière aux frictions nominales et réelles, mécanismes fondamentaux de la diffusion et propagation des chocs.

En relation aux pays en voie de développement, l'analyse des fluctuations cycliques est un phénomène assez récent. A cet effet, l'intérêt est généralement porté sur des modèles de cycle réel, particulièrement grâce à leur plus facile adaptation aux cas étudiés, étant donnée l'information statistique disponible. Ainsi l'impact des fluctuations de certains agrégats internationaux sur les économies des pays émergents est amplement considéré et illustré, tant au niveau des pays comme au niveau des régions.

Concernant l'étude des fluctuations cycliques dans des régions spécifiques en développement, nous constatons l'adoption d'une approche plutôt centrée sur l'agrégation des principales caractéristiques des pays concernés et la subséquente analyse d'une économie représentative. Bien qu'une telle démarche facilite considérablement la mise en place du modèle et la compréhension des résultats, elle néglige complètement l'existence de liens intra-régionaux, de plus en plus importants et significatifs.

Dans le chapitre suivant nous entamons l'analyse empirique des sources des fluctuations cycliques dans les pays de la communauté andine, en portant un intérêt particulier sur les mécanismes de transmission régionaux des chocs.

**CHAPTER III: A DYNAMIC STOCHASTIC GENERAL  
EQUILIBRIUM MODEL FOR THE ANDEAN COMMUNITY:  
ANALYZING THE SOURCES OF FLUCTUATIONS**

## Introduction

The study of cyclic macroeconomic variations is fundamental in the assessment, design and implementation of economic policy. At the country-level, a large and expanding literature considers that unstable macroeconomic environments negatively affect growth. For instance, Ramey and Ramey (1995), using data from developed and developing countries, demonstrate the existence of an inverse relationship between volatility and growth. Correspondingly, Aizenman and Marion (1999) sustain that macroeconomic uncertainty may have negative effects on investment in developing countries. Similarly, Guillaumont et al. (1999) demonstrate that, in the case of several African economies, structural instabilities (climatic, terms of trade and political instabilities) significantly influence growth through their impact on aggregate productivity. At the regional level fluctuations are also important when considering the transmission and contagion effects of shocks and crises affecting partner economies, as pointed out by Soofi and Moussavi (2004) in the case of several Asian countries. Additionally, the viability and adoption of exchange rate regimes may also be influenced by regional cyclic deviations; for instance, the theory on optimal currency areas (OCAs), originally developed by Mundell (1961), essentially states that if partner economies have already attained a considerable degree of integration, particularly in issues related to free trade and factor mobility, the feasibility of a monetary union, i.e. adopting a fixed exchange rate regime, is roughly a matter of symmetric responses to shocks.

Assessing the dynamic effects of regional trade agreements has been traditionally studied in the context of non-stochastic dynamic general equilibrium frameworks, in which specific trade policies, such as tariff implementation or elimination, and their welfare impacts on member and non-member countries are at the basis of the analysis. Examples are Diao and Somwaru (2000) in the case of MERCOSUR, as well as Bayar et al. (2000) in the case of the MENA region and its interactions with the European Union. Nevertheless, little attention has been paid to the overall impact cyclic fluctuations may have, in the functioning of a regional trade area; an issue of great interest for policy design and decision-making.

This chapter therefore analyzes the sources of macroeconomic fluctuations in the Andean Community of Nations, using a dynamic stochastic multi-country general equilibrium

model, calibrated for the 1960-2002 period. Our representation lies within the class of open economy models originally introduced by Backus et al. (1992), subsequently adapted to small economies by Mendoza (1991, 1995) and further extended to a multi-country framework by Zimmermann (1997). In this sense, Andean countries are affected by three different types of shocks: technology or domestic supply shocks, investment or domestic demand shocks and terms of trade or international demand shocks.

The primary objectives are to assess how these exogenous innovations translate into aggregate production fluctuations or volatility throughout the region and to elucidate their policy implications. Previous work by Hoffmaister and Roldos (1997) and Ahmed (2003), in the Latin American case, and Arreaza and Dorta (2004), in the case of Venezuela, have already addressed these questions through the estimation of structural vector autoregressions (SVAR). This study extends the scope of this literature in two aspects. First, macroeconomic fluctuations are analyzed in a dynamic stochastic general equilibrium model, partially reflecting the structural characteristics of the Andean economies. Second and most importantly, country-specific and region-wide transmission mechanisms are simultaneously accounted for.

The rest of the chapter is organized as follows. Section I illustrates the main characteristics of Andean economies in terms of business cycle statistics. The model is formulated in section II. Section III is devoted to the computation of the social planner problem. Issues on calibration and the solution method are addressed in section IV. Model dynamics and shocks' evaluation are presented in section V. To finish, section VI addresses some policy implications.

## I. The Andean Community of Nations: a few general facts

As previously stated in the general introduction of this research work, the Andean Community of Nations (ACN) was born in 1969 as a result of the signature of the Treaty of Cartagena by Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador and Peru. Venezuela joined the process in 1976 while Chile withdrawn in 1979.

In terms of medium term macroeconomic fluctuations, tables III.1 and III.2 depict the main characteristics, in terms of volatility and co-movement, of cyclic variations in the Andean region and the United States for the 1960-2002 period. To this matter, series in constant national prices and per capita terms are detrended by Hodrick and Prescott's (1980) filtering procedure; first of all, we notice that consumption, investment and net exports are more volatile than output. For countries like Colombia, Ecuador and Venezuela the trade balance is even more unstable than investment and approximately 10 times more volatile than gross domestic production. However, in the cases of Bolivia, Peru and the United States, investment appears as the most unstable element of total aggregate demand.

**Table III. 1. Detrended macroeconomic aggregates: volatility [HP(10)]**

Variable	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	United States
Output	2.33	1.31	1.95	3.93	2.71	1.46
Consumption	3.73	1.91	3.43	4.30	6.28	1.18
Investment	12.31	9.40	11.75	16.79	19.53	6.42
Net exports	9.65	11.35	12.99	14.10	21.59	4.43

**Source:** Author's computations for the 1960-2002 period (Penn World Tables 6.1, World Development Indicators)

In relation to co-movement issues (table III.2), we observe that for every single country, consumption and investment are positively correlated with output, whereas net exports are negatively related to gross production. Taking a closer look at the relationship between consumption, investment and the trade balance, we notice that co-movement is quite positive and significant when considering consumption and investment cross-correlations; conversely, co-movement between net exports and consumption, as well as net exports and investment is

significantly negative. Therefore, output, consumption and investment apparently follow a common path of variation, whereas the trade balance fluctuates in the opposite direction.

**Table III. 2. Detrended macroeconomic aggregates: cross-correlations [HP(10)]**

<b>Bolivia</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00			
Consumption	0.65	1.00		
Investment	0.27	0.50	1.00	
Net exports	-0.10	-0.69	-0.65	1.00
<b>Colombia</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00			
Consumption	0.76	1.00		
Investment	0.48	0.61	1.00	
Net exports	-0.25	-0.68	-0.73	1.00
<b>Ecuador</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00			
Consumption	0.52	1.00		
Investment	0.57	0.59	1.00	
Net exports	-0.11	-0.70	-0.63	1.00
<b>Peru</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00			
Consumption	0.81	1.00		
Investment	0.70	0.35	1.00	
Net exports	-0.49	-0.55	-0.70	1.00
<b>Venezuela</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00			
Consumption	0.67	1.00		
Investment	0.83	0.77	1.00	
Net exports	-0.68	-0.91	-0.88	1.00
<b>United States</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00			
Consumption	0.62	1.00		
Investment	0.91	0.62	1.00	
Net exports	-0.45	-0.57	-0.55	1.00

**Source:** Author's computations for the 1960-2002 period (Penn World Tables 6.1, World Development Indicators)

Significance of correlations: for  $T=42$ ,  $\sigma_{42}=0.152$ ,  $2 \sigma_{42}=0.305$

Another important issue related to the understanding of cyclic fluctuations in a regional trade area is the existence, or not, of co-movement among partner economies or synchronization. To this matter, table III.3 presents regional cross-correlations of filtered output, consumption, investment and net exports for the 1960-2002 span.

**Table III. 3. Detrended macroeconomic aggregates: synchronization [HP(10)]**

Output						
Country	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	United States
Bolivia	1.00					
Colombia	-0.01	1.00				
Ecuador	<b>0.26</b>	<b>0.45</b>	1.00			
Peru	0.05	<b>0.37</b>	<b>0.23</b>	1.00		
Venezuela	0.00	<b>0.24</b>	<b>0.31</b>	<b>0.20</b>	1.00	
United States	0.13	<b>0.35</b>	-0.07	-0.12	0.01	1.00
Consumption						
Country	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	United States
Bolivia	1.00					
Colombia	<b>-0.25</b>	1.00				
Ecuador	<b>0.35</b>	<b>0.22</b>	1.00			
Peru	0.00	0.07	<b>0.29</b>	1.00		
Venezuela	<b>0.60</b>	0.00	<b>0.61</b>	<b>0.26</b>	1.00	
United States	0.40	<b>-0.29</b>	-0.01	-0.11	<b>0.22</b>	1.00
Investment						
Country	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	United States
Bolivia	1.00					
Colombia	<b>-0.21</b>	1.00				
Ecuador	<b>0.33</b>	<b>0.53</b>	1.00			
Peru	-0.09	<b>0.31</b>	<b>0.34</b>	1.00		
Venezuela	<b>0.51</b>	0.03	<b>0.41</b>	0.01	1.00	
United States	-0.01	-0.06	<b>-0.23</b>	-0.12	-0.07	1.00
Net exports						
Country	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	United States
Bolivia	1.00					
Colombia	<b>-0.25</b>	1.00				
Ecuador	<b>0.24</b>	<b>0.36</b>	1.00			
Peru	0.00	<b>0.19</b>	<b>0.27</b>	1.00		
Venezuela	<b>0.67</b>	-0.07	<b>0.50</b>	<b>0.24</b>	1.00	
United States	0.14	<b>-0.20</b>	-0.09	<b>-0.31</b>	0.10	1.00

Source: Author's computations for the 1960-2002 period (Penn World Tables 6.1, World Development Indicators)

Significance of correlations: for  $T=42$ ,  $\sigma_{42}=0.152$ ,  $2\sigma_{42}=0.305$

Relating to output, we observe that co-movement is positive and significant between Colombia and every other partner economy, excluding Bolivia. As a matter of fact, output synchronization seems to be significant among Colombia, Ecuador, Peru and Venezuela. Pertaining to consumption, investment and the trade balance, highly significant positive co-movement exists between Venezuela and Bolivia, as well as between Venezuela and Ecuador. In contrast, cross-correlations between Bolivia and Colombia are always negative. Regarding Ecuador, we observe that co-movement with Andean partners is positive and quite significant.

Finally, it is important to point out that fluctuations in the region's main trading partner, the United States, don't appear to be highly correlated with Andean medium term macroeconomic variations, excluding Colombia. As a matter of fact, Colombian output is positively correlated with its American counterpart; however, co-movement is negative when considering variations in consumption and net exports.

## II. The model economy

The following model lies within the class of open economy dynamic stochastic general equilibrium models originally introduced by Backus et al. (1992), subsequently adapted to small economies by Mendoza (1991, 1995) and further extended to a multi-country framework by Zimmermann (1997).

The economic environment is therefore modeled in order to reproduce observed Andean cyclic regularities in terms of deviations from a long-term equilibrium or steady state, while allowing for country-specific heterogeneities in the region and the rest of the world (six countries). In this sense, we suppose that partner economies are populated by representative households, who live forever and maximize utility subject to a resource constraint. Correspondingly, firms rent capital and labor from households. Labor is immobile across countries and both agents and firms trade, without restrictions, a single homogenous good, which can be used for investment and consumption. In addition economies are subject to three different types of exogenous shocks: country-specific productivity shocks, country-specific investment shocks and region-wide terms of trade shocks.

### - Preferences

The representative agent maximizes expected lifetime utility given by

$$U(c_i, 1-h_i) = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_i^t \frac{[u(c_{it}, 1-h_{it})]}{1-\sigma_i} \right\}, \quad \sigma_i > 0, \beta_i > 0, \quad i = 1, \dots, 6 \quad (1)$$

where  $\sigma_i$  is the risk aversion parameter in country  $i$ ,  $\beta_i$  is the country-specific subjective discount factor,  $c_{it}$  and  $h_{it}$  correspondingly denote consumption and the share of time devoted

to market activities in country  $i$  at time  $t$ . The instantaneous utility function  $u$  (concave and continuously differentiable) has the following form

$$u(c_{it}, 1-h_{it}) = \left[ c_{it}^{\gamma_i} (1-h_{it})^{1-\gamma_i} \right]^{1-\sigma_i}, \quad 0 < \gamma_i < 1, \quad i = 1, \dots, 6 \quad (2)$$

where  $\gamma_i$  is the consumption utility share in country  $i$ ; furthermore, Inada conditions imply, in terms of consumption per leisure, that  $u(0) = 0, u'(0) = \infty, u'(\infty) = 0$ ,

#### - Production technology

As previously mentioned, each country  $i$  produces one good  $y_{it}$ , with lagged capital  $k_{it-1}$  and labor  $h_{it}$ . In this sense, we suppose that the date of a variable actually refers to the point in time, when it is chosen; put differently, production decisions at time  $t$  will depend on existing capital in period  $t-1$ . The production function is a Cobb-Douglas with constant returns to scale defined by

$$y_{it} = z_{it} g(k_{it-1}, h_{it}) = z_{it} k_{it-1}^{\alpha_i} h_{it}^{1-\alpha_i}, \quad 0 < \alpha_i < 1, \quad i = 1, \dots, 6 \quad (3)$$

where  $z_{it}$  is a country-specific stochastic technology parameter and  $\alpha_i$  is the capital income share in country  $i$ .<sup>24</sup> Inada conditions, in terms of capital per hours worked, translate into  $g(0) = 0, g'(0) = \infty, g'(\infty) = 0$ ,

The law of motion of the capital stock is modeled as

$$k_{it} = (1-\delta_i)k_{it-1} + v_{it}x_{it} - \frac{\phi_i}{2} \left[ \frac{k_{it} - k_{it-1}}{k_{it-1}} \right]^2, \quad 1 > \delta_i > 0, \phi_i > 0, \quad i = 1, \dots, 6 \quad (4)$$

the country-specific depreciation rate of capital is denoted by  $\delta_i$ ,  $x_{it}$  is the amount of investment in country  $i$ , following Bruno and Portier (1995) quadratic adjustment costs are

represented as  $\frac{\phi_i}{2} \left[ \frac{k_{it} - k_{it-1}}{k_{it-1}} \right]^2$ , where  $\phi_i$  is an adjustment factor which reduces excessive

<sup>24</sup> It is important to point out that our modeling of production is simplistic compared to the more elaborate frameworks in which tradable and non-tradable activities are separately specified [Mendoza (1991, 1995), Kose and Riezman (2001)]. However since we are simultaneously considering six different economies, this naïve assumption facilitates calibration and the comprehension of shock transmission mechanisms.

investment volatility and  $v_{it}$  is a country-specific stochastic parameter affecting the formation of new capital through its impact on the marginal efficiency of current investment, as firstly introduced by Greenwood et al. (1988).

- **External sector**

Total output can be represented in terms of demand for domestic and foreign goods or demand for production, implying for the five Andean countries and the rest of the world

$$y_{it} = m_{ii}y_{it} + m_{ji}y_{it} + m_{ki}y_{it} + m_{li}y_{it} + m_{mi}y_{it} + m_{ni}y_{it}, \quad \sum_{q=i}^n m_{qi} = 1, \quad \forall i, \quad \forall j, k, l, m, n \neq i \quad (5)$$

where  $m_{ji}$  is the average share of total goods from country  $j$  used in country  $i$ , i.e. relative trade elasticities or prices remain constant. This means that imports  $im_{it}$  correspond to

$$im_{it} = m_{ji}y_{it} + m_{ki}y_{it} + m_{li}y_{it} + m_{mi}y_{it} + m_{ni}y_{it}, \quad \forall i, \quad \forall j, k, l, m, n \neq i \quad (6)$$

On the other hand, exports  $ex_{it}$ , can be interpreted in terms of partner economies demand for imports from country  $i$ , adjusted for variations in the terms of trade  $f_i$ ,

$$ex_{it} = w_{it}f_i \cdot (m_{ij}y_{jt} + m_{ik}y_{kt} + m_{il}y_{lt} + m_{im}y_{mt} + m_{in}y_{nt}), \quad \forall i, \quad \forall j, k, l, m, n \neq i \quad (7)$$

where  $w_{it}$  is a country-specific stochastic terms of trade parameter. In fact, terms of trade adjustment is crucial since partner economies are heterogeneous and domestic production is evaluated in terms of country-specific characteristics. It is also important to point out that since monetary aggregates are not included in our specification, terms of trade  $[f_i]$  actually correspond to the long term real exchange rate; in this context, terms of trade improvement would translate into higher exports and a real depreciation of the exchange rate.

- **Resource constraint**

The resource constraint in country  $i$  is defined in terms of

$$y_{it} = c_{it} + x_{it} + ex_{it} - im_{it}, \quad i = 1, \dots, 6 \quad (8)$$

- **Exogenous shocks**

There are three shocks in the model: one productivity or supply shock ( $z_{it}$ ), one investment or demand shock ( $v_{it}$ ) and one terms of trade or international shock ( $w_{it}$ ). Domestic supply and demand shocks are supposed to be specific to every country and uncorrelated across the region, whereas international shocks are deemed to be correlated among partner economies. This last assumption seems reasonable, considering the fact that Andean countries heavily rely on fairly similar commodity exports. Therefore, the evolution of country-specific stochastic parameters follows a first order Markov process given by

$$\ln(z_{it}) = a_i \ln(z_{it-1}) + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, Z) \quad (9)$$

$$\ln(v_{it}) = b_i \ln(v_{it-1}) + \omega_{it}, \quad \omega_{it} \sim N(0, V) \quad (10)$$

$$\ln(w_t) = \Pi(L) \ln(w_{t-1}) + \Omega(L) \eta_t, \quad (11)$$

where,

$$w_{t-1} = \begin{bmatrix} w_{1t-1} \\ w_{2t-1} \\ w_{3t-1} \\ w_{4t-1} \\ w_{5t-1} \\ w_{6t-1} \end{bmatrix}, \quad \eta_t = \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \\ \eta_{4t} \\ \eta_{5t} \\ \eta_{6t} \end{bmatrix}, \quad \eta_t \sim \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{11}d_{12}d_{13}d_{14}d_{15}d_{16} \\ d_{12}d_{22}d_{23}d_{24}d_{25}d_{26} \\ d_{13}d_{23}d_{33}d_{34}d_{35}d_{36} \\ d_{14}d_{24}d_{34}d_{44}d_{45}d_{46} \\ d_{15}d_{25}d_{35}d_{45}d_{55}d_{56} \\ d_{16}d_{26}d_{36}d_{46}d_{56}d_{66} \end{bmatrix}$$

$$\Pi(L) = \begin{bmatrix} P_{11}P_{12}P_{13}P_{14}P_{15}P_{16} \\ P_{21}P_{22}P_{23}P_{24}P_{25}P_{26} \\ P_{31}P_{32}P_{33}P_{34}P_{35}P_{36} \\ P_{41}P_{42}P_{43}P_{44}P_{45}P_{46} \\ P_{51}P_{52}P_{53}P_{54}P_{55}P_{56} \\ P_{61}P_{62}P_{63}P_{64}P_{65}P_{66} \end{bmatrix}, \quad \Omega(L) = \begin{bmatrix} O_{11}O_{12}O_{13}O_{14}O_{15}O_{16} \\ O_{21}O_{22}O_{23}O_{24}O_{25}O_{26} \\ O_{31}O_{32}O_{33}O_{34}O_{35}O_{36} \\ O_{41}O_{42}O_{43}O_{44}O_{45}O_{46} \\ O_{51}O_{52}O_{53}O_{54}O_{55}O_{56} \\ O_{61}O_{62}O_{63}O_{64}O_{65}O_{66} \end{bmatrix}$$

First order autoregressive parameters  $a_i$  and  $b_i$  (equations 9 and 10) characterize the persistence of domestic supply and demand shocks in country  $i$ ; for values close to  $|1|$  shocks are considered to be persistent, whereas for values close to  $|0|$  shocks are deemed to be

transitory. As previously mentioned, international shocks are supposed to be correlated across countries (equation 11), this feature is fully characterized by matrices  $\Pi(L)$  and  $\Omega(L)$ . In this sense, matrix  $\Pi(L)$  embodies country-specific shock persistence, as well as persistence transmitted from regional partners and the rest of the world. Correspondingly, matrix  $\Omega(L)$  depicts country-specific shock volatility, as well as correlations among international innovations from the Andean region and the rest of the world.

### III. The Social planner problem

Markets are assumed to be complete, furthermore the existence of externalities and distortionary taxes is excluded, therefore, following Zimmermann (1997) the Second Welfare Theorem applies, implying that the competitive equilibrium allocations that solve our model economy are identical to the Pareto optimal allocations that would be chosen by a social planner whose objective is to maximize the welfare of the representative household. In this specific case, the social planner maximizes a weighted sum of the representative household's utility, where the weights correspond to the relative size ( $\theta_i$ ) of partner economies and the rest of the world, subject to country-specific resource constraints and exogenous stochastic shocks. The optimization problem is therefore defined as

$$\max_{\{c_{it}, h_{it}, k_{it}\}} \sum_{i=1}^6 \theta_i \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_i^t \frac{\left[ c_{it}^{\gamma_i} (1-h_{it})^{1-\gamma_i} \right]^{1-\sigma_i}}{1-\sigma_i} \right\} \quad (12)$$

subject to

$$y_{it} = c_{it} + x_{it} + ex_{it} - im_{it}$$

$$y_{it} = z_{it} k_{it-1}^{\alpha_i} h_{it}^{1-\alpha_i}$$

$$k_{it} = (1-\delta_i) k_{it-1} + v_{it} x_{it} - \frac{\phi_i}{2} \left[ \frac{k_{it} - k_{it-1}}{k_{it-1}} \right]^2$$

$$ex_{it} = w_{it} f_i (m_{ij} y_{jt} + m_{ik} y_{kt} + m_{il} y_{lt} + m_{im} y_{mt} + m_{in} y_{nt})$$

$$im_{it} = m_{ji} y_{it} + m_{ki} y_{it} + m_{li} y_{it} + m_{mi} y_{it} + m_{ni} y_{it}$$

$$\ln(z_{it}) = a_i \ln(z_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

$$\ln(v_{it}) = b_i \ln(v_{it-1}) + \omega_{it}$$

$$\ln(w_t) = \Pi(L) \ln(w_{t-1}) + \Omega(L) \eta_t, \forall i, j, k, l, m, n, t$$

The solution to this maximization problem is fully characterized by the following equilibrium conditions,

$$\begin{aligned} \left[ c_{it}^{\gamma_i} (1-h_{it})^{(1-\gamma_i)} \right]^{-\sigma_i} \gamma_i c_{it}^{(\gamma_i-1)} (1-h_{it})^{(1-\gamma_i)} = \beta_i \left\{ \frac{v_{it}}{\left(1 + \left(\frac{\phi_i}{k_{it-1}}\right)\right)} \frac{k_{it} - k_{it-1}}{k_{it-1}} \right. \\ \left. \left[ \left[ c_{it+1}^{\gamma_i} (1-h_{it+1})^{(1-\gamma_i)} \right]^{-\sigma_i} \gamma_i c_{it+1}^{(\gamma_i-1)} (1-h_{it+1})^{(1-\gamma_i)} \right] \left[ \frac{1}{v_{it+1}} \left(1 - \delta_i + \frac{\phi_i k_{it+1}}{k_{it}^2}\right) \right. \right. \\ \left. \left. \left( \frac{k_{it+1} - k_{it}}{k_{it}} \right) + (1 + m_{ji} + m_{ki} + m_{li} + m_{mi} + m_{ni}) (\alpha_i z_{it+1} k_{it}^{\alpha_i-1} h_{it+1}^{1-\alpha_i}) \right] \right\} \end{aligned} \quad (13)$$

$$\left( \frac{h_{it}}{1-h_{it}} \right) \left( \frac{1-\gamma_i}{\gamma_i} \right) c_{it} = (1 + m_{ji} + m_{ki} + m_{li} + m_{mi} + m_{ni}) (1-\alpha_i) z_{it} k_{it-1}^{\alpha_i} h_{it}^{1-\alpha_i} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} z_{it} k_{it-1}^{\alpha_i} h_{it}^{1-\alpha_i} = c_{it} + \frac{1}{v_{it}} \left[ k_{it} - (1-\delta_i) k_{it-1} + \frac{\phi_i}{2} \left[ \frac{k_{it} - k_{it-1}}{k_{it-1}} \right]^2 \right] \\ + w_{it} f_i (m_{ij} y_{jt} + m_{ik} y_{kt} + m_{il} y_{lt} + m_{im} y_{mt} + m_{in} y_{nt}) \\ - (m_{ji} y_{it} + m_{ki} y_{it} + m_{li} y_{it} + m_{mi} y_{it} + m_{ni} y_{it}) \end{aligned} \quad (15)$$

$$f_i = \frac{m_{ji} y_{it} + m_{ki} y_{it} + m_{li} y_{it} + m_{mi} y_{it} + m_{ni} y_{it}}{w_{it} (m_{ij} y_{jt} + m_{ik} y_{kt} + m_{il} y_{lt} + m_{im} y_{mt} + m_{in} y_{nt})} \quad (16)$$

$$\ln(z_{it}) = a_i \ln(z_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (17a)$$

$$\ln(v_{it}) = b_i \ln(v_{it-1}) + \omega_{it} \quad (17b)$$

$$\ln(w_t) = \Pi(L)\ln(w_{t-1}) + \Omega(L)\eta_t, \quad (17c)$$

$$\forall i, j, k, l, m, n, t$$

Equation (13) is the standard Euler equation, relating current and future marginal utilities from consumption. Equation (14) is the first order condition between labor and consumption. Resource constraints are represented by equation (15). Equation (16) depicts the terms of trade, given the long term equilibrium condition of the trade balance; equations (17a,b,c) are the laws of motion of the exogenous shocks.

## IV. Model calibration and solution method

### - Model calibration

The procedure adopted for calibrating the model is as follows: in the first place, as many parameters as possible are set in advance on the basis of *a priori* information, next, given this information, as many parameters as possible are set in order to reproduce steady state characteristics that match average country-specific sample values for the 1960-2002 period<sup>25</sup>. Third, remaining parameters are chosen with the aim of replicating observed cyclic behavior in the Andean region and the rest of the world, to this matter, the rest of the world is characterized by the region's main trading partner, the United States of America. Parameters' values are summarized in tables III.4, III.5 and III.6.

---

<sup>25</sup> The computation of the steady state is presented in Appendix IV. See Appendix V for a complete definition of data sources.

**Table III. 4. Calibrated parameters**

Variables	Sources	Country-specific values					
		Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	RoW
<b>Preferences</b>							
Discount factor ( $\beta$ )	Neumeyer and Perri (2005)	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93	0.97
Risk aversion ( $\sigma$ )	Ostry and Reinhart (1992)	2.61	2.61	2.61	2.61	2.61	2.61
Utility parameter ( $\gamma$ )	Sample moments	0.20	0.22	0.21	0.23	0.23	0.28
<b>Production technology</b>							
Share of labor ( $1-\alpha$ )	Bernanke and Gürkaynak (2001)	0.67	0.65	0.62	0.59	0.55	0.71
Depreciation rate ( $\delta$ )	Neumeyer and Perri (2005)	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.03
Adjustment cost ( $\phi$ )	Sample moments	30	20	50	50	50	0.0025
<b>External sector</b>							
Terms of trade ( $f$ )	Sample moments	50.8	3.13	32.1	9.5	12.9	0.00614

- *Preferences*

The discount factor parameters ( $\beta_i$ ) are set according to three major assumptions: first, at the steady state the relationship between the discount factor and the real interest rate is given by  $\beta_i = 1/1+r_i$ , second, we suppose that real interest rates are the same across the region and third, given country-specific underlying characteristics, notably in terms of sovereign risk, we allow for discrepancies between Andean interest rates and world interest rates. Therefore Andean discount factor parameters are equal to 0.93, which imply an annual real interest rate of 7.5%, whereas, the world discount factor is set equal to 0.97, which corresponds to an annual real interest rate of 3%. Regarding risk aversion ( $\sigma_i = 2.61$ ), these parameters are identical to the values of a GMM estimate from the panel analysis of a group of developing countries by Ostry and Reinhart (1992). The utility parameter ( $\gamma_i$ ) is selected so that the fraction of hours worked in the steady state ( $h_i$ ) is equal to 20% in the Andean region and 24% in the rest of the World. In this sense, Neumeyer and Perri (2005) suppose that in the case of Argentina average time spent working is 20%. For the U.S economy, Greenwood et al. (2000) compute from observed data a ratio of total hours worked to non-sleeping hours of 24%.

- *Production technology*

The share of labor in total output ( $1-\alpha_i$ ) is set, in almost every case, accordingly to Bernanke and Gürkaynak (2001). In the case of Ecuador the labor share is equal to the region's

average value. With respect to depreciation ( $\delta_i$ ), values are equal to 4% in the Andean region and 3% in the rest of the world. Adjustment costs ( $\phi_i$ ) are selected in order to match country-specific cyclic characteristics, notably in terms of co-movement.

- *External sector*

Terms of trade ( $f_i$ ) are calibrated so that steady state country-specific trade balances are in equilibrium. With regard to import shares ( $m_{ji}$ ) (table III.5), these fractions are computed as averages of the ratio of per-country real imports to country-specific GDP, for the 1969-2002 period (Penn World Tables 6.1, and Andean Community of Nations, 2004). As we notice intra-regional trade is almost inexistent in the ACN.

**Table III. 5. Import elasticities**

Country	Origin of imports					
	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	RoW
Bolivia	73.41	0.27	0.03	0.99	0.03	25.27
Colombia	0.07	83.94	0.28	0.22	0.92	14.58
Ecuador	0.10	1.73	71.93	0.57	0.76	24.92
Peru	0.19	0.59	0.45	82.41	0.45	15.91
Venezuela	0.02	1.05	0.04	0.34	78.95	19.61
RoW	0.02	0.11	0.06	0.08	0.40	99.32

Source: Andean Community of Nations (2004)

- *Exogenous shocks*

Exogenous shocks are computed using real country-specific series in constant national units; the rest of the world is represented by the region's main trading partner, the United States. Per capita total factor productivity (TFP) is derived using previously defined factor shares and the following formula of the Solow residual in logarithms for the 1961-2002 period

$$\ln(z_{it}) = \ln(y_{it}) - \alpha_i \ln(k_{it-1})$$

it is important to point out that given the absence of reliable data on labor hours for most of the Andean countries, Solow residuals are computed on the basis of total labor force (World Development Indicators, World Bank). We then estimate country-specific univariate AR(1)

processes to find the parameters of persistence and volatility associated to each productivity shock (table III.6-A).

In the same way, investment shocks are calibrated fitting univariate AR(1) models of the log of real gross capital formation; persistence and volatility parameters are presented in table III.6-B.

Finally, the laws of motion of the terms of trade shocks are derived from the estimation of a VAR(1) process on the ratio of the log of real imports to the log of real exports from partner economies and the rest of the world<sup>26</sup>. It is important to point out that this empirical approximation of the terms of trade is consistent with our theoretical specification, in which long term relative prices or trade elasticities are deemed to be constant. Consequently, our measure of the terms of trade can only be affected by shifts in real demand for foreign and domestic goods.

**Table III. 6. Calibrated exogenous shocks: persistence and volatility**

Country	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	RoW
<b>A) Technology shock (z)</b>						
<i>Persistence (a)</i>	0.86	0.93	0.94	0.89	0.89	0.84
<i>Volatility (<math>\epsilon</math>)</i>	(0.036) <sup>2</sup>	(0.024) <sup>2</sup>	(0.04) <sup>2</sup>	(0.05) <sup>2</sup>	(0.04) <sup>2</sup>	(0.02) <sup>2</sup>
<b>B) Investment shock (v)</b>						
<i>Persistence (b)</i>	0.87	0.95	0.81	0.78	0.63	0.98
<i>Volatility (<math>\omega</math>)</i>	(0.19) <sup>2</sup>	(0.13) <sup>2</sup>	(0.18) <sup>2</sup>	(0.20) <sup>2</sup>	(0.25) <sup>2</sup>	(0.09) <sup>2</sup>
<b>C) Terms of trade shock (w)</b>						
<i>Persistence [<math>\Pi(L)</math>]</i>						
Bolivia	0.55	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Colombia	0.00	0.72	0.00	0.00	0.00	-0.44
Ecuador	0.00	0.00	0.41	0.00	0.00	0.00
Peru	0.00	0.00	0.00	0.63	0.00	0.00
Venezuela	0.00	0.00	0.00	0.00	0.35	0.00
U.S	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.89
<i>Volatility [<math>\Omega(L)</math>]</i>						
Bolivia	(0.11) <sup>2</sup>	0.00	<b>0.18</b> *(0.11*0.15)	0.00	<b>0.54</b> *(0.11*0.24)	<b>-0.11</b> *(0.11*0.06)
Colombia		(0.14) <sup>2</sup>	<b>0.28</b> *(0.14*0.15)	0.00	0.00	0.00
Ecuador			(0.15) <sup>2</sup>	<b>0.17</b> *(0.15*0.14)	<b>0.36</b> *(0.15*0.24)	0.00
Peru				(0.14) <sup>2</sup>	<b>0.21</b> *(0.14*0.24)	<b>-0.25</b> *(0.14*0.06)
Venezuela					(0.24) <sup>2</sup>	0.00
U.S						(0.06) <sup>2</sup>

**Source: Author's computations for the 1961-2002 period (Penn World Tables 6.1, World Development Indicators)**

Bold figures denote significant correlations

<sup>26</sup> In other words, we suppose that in the steady state the trade balance is in equilibrium (equation 16).

By simultaneously estimating global terms of trade relationships (equation 11), we are able to recover information on the persistence of shocks  $[\Pi(L)]$  and the volatility and transmission mechanisms of shocks  $[\Omega(L)]$  in the Andean region. Results from the VAR(1) estimation are presented in table III.6-C; in fact, only statistically significant autoregressive coefficients are considered for persistence and transmission issues. As we notice, diffusion mechanisms in the region solely depend on country-specific characteristics, excluding Colombia. In this sense, spillover effects from the rest of the world have a negative impact on Colombian terms of trade persistence, which means that given our definition of the terms of trade, a rise in imports relative to exports in the rest of the world translates into progressive higher Colombian exports for a certain level of imports, and additionally, accelerates convergence towards the steady state equilibrium of the trade balance. Turning now to shock volatility and correlation issues (bottom part of table III.6-C), we observe that shock co-movement is quite significant in the ACN, as a matter of fact, terms of trade shocks in Ecuador are significantly correlated to similar country-specific shocks in the region. In the cases of Bolivia and Peru, we notice that correlation is also important with respect to innovations from the rest of the world. Indeed, positive extra-regional terms of trade shocks induce negative instantaneous terms of trade innovations in Bolivia and Peru, put differently, a rise in world imports relative to world exports translates into higher exports for a given level of imports in Bolivia and Peru.

- **Solution method**

Solving for the equilibrium of this economy basically corresponds to finding optimal behavioral responses or policy functions for labor, consumption, investment and net exports, delivering the optimal choice of the variables as functions of the state variables: capital and the exogenous shocks. The system of equations characterizing the equilibrium of the modeled economy [equations (13) to (17c)] does not have a known analytical solution; therefore, numerical methods must be employed in order to find an approximate solution. To this matter, we use *perturbation* methods (Judd and Guu, 1993; Gaspar and Judd, 1997), which basically

build a Taylor series expansion of the agents' policy functions around the steady state of the economy, given a set of exogenous perturbation parameters<sup>27</sup>.

The model with the specification described above is simulated 200 times, each simulation having the same length as the observed data (43 periods).

## V. Results

### - Model assessment

Simulated statistics are presented in tables III.7 and III.8. These statistics are to be compared to those obtained from observed data in tables III.1 and III. 2. The model is successful in several aspects. First, consumption and investment are procyclical across the Andean region; in addition, simulated net exports tend to be countercyclical and less correlated with output than the other aggregates, as observed in the data. Finally, investment is negatively correlated to net exports. Nevertheless, the model encounters some limitations, particularly with regards to volatility. As a matter of fact, simulated output volatilities are consistently higher than their observed counterparts, whereas, simulated consumption, investment and net exports deviations from the steady state remain persistently lower than the observed ones.

**Table III. 7. Detrended simulated macroeconomic aggregates: volatility [HP(10)]**

Variable	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	RoW
Output	2.52 (0.07)	2.60 (0.10)	3.90 (0.13)	4.98 (0.14)	6.37 (0.21)	3.98 (0.15)
Consumption	2.61 (0.07)	2.47 (0.10)	4.10 (0.14)	4.68 (0.13)	5.84 (0.19)	2.79 (0.12)
Investment	2.00 (0.05)	2.05 (0.08)	2.37 (0.07)	2.96 (0.07)	6.15 (0.13)	5.11 (0.24)
Net exports	1.38 (0.02)	1.43 (0.03)	2.40 (0.04)	1.80 (0.04)	3.82 (0.05)	0.04 (0.00)

**Source: Author's computations on the basis of 200 simulations**

Figures in parenthesis denote standard errors

<sup>27</sup> This method is usually referred to as linearization or log-linearization. For a complete survey on the advantages and limitations of several numerical procedures, see Aruoba et al. (2004). The model is solved using *Dynare*, available at <http://www.dsgne.net>.

**Table III. 8. Detrended simulated macroeconomic aggregates: cross-correlations [HP(10)]**

<b>Bolivia</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00 (0.00)			
Consumption	0.88 (0.08)	1.00 (0.00)		
Investment	0.24 (0.32)	-0.03 (0.35)	1.00 (0.00)	
Net exports	-0.16 (0.29)	-0.03 (0.28)	-0.17 (0.28)	1.00 (0.00)
<b>Colombia</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00 (0.00)			
Consumption	0.80 (0.17)	1.00 (0.00)		
Investment	0.36 (0.34)	-0.05 (0.43)	1.00 (0.00)	
Net exports	0.05 (0.38)	0.00 (0.37)	-0.15 (0.33)	1.00 (0.00)
<b>Ecuador</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00 (0.00)			
Consumption	0.85 (0.11)	1.00 (0.00)		
Investment	0.28 (0.32)	0.00 (0.33)	1.00 (0.00)	
Net exports	-0.13 (0.28)	0.04 (0.28)	-0.23 (0.24)	1.00 (0.00)
<b>Peru</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00 (0.00)			
Consumption	0.95 (0.03)	1.00 (0.00)		
Investment	0.38 (0.26)	-0.02 (0.34)	1.00 (0.00)	
Net exports	-0.28 (0.27)	0.01 (0.31)	-0.23 (0.26)	1.00 (0.00)
<b>Venezuela</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00 (0.00)			
Consumption	0.82 (0.11)	1.00 (0.00)		
Investment	0.35 (0.23)	0.02 (0.27)	1.00 (0.00)	
Net exports	-0.09 (0.26)	0.00 (0.23)	-0.25 (0.19)	1.00 (0.00)
<b>RoW</b>				
Variable	Output	Consumption	Investment	Net exports
Output	1.00 (0.00)			
Consumption	0.40 (0.32)	1.00 (0.00)		
Investment	0.74 (0.18)	0.04 (0.45)	1.00 (0.00)	
Net exports	-0.58 (0.29)	-0.05 (0.47)	-0.45 (0.30)	1.00 (0.00)

**Source: Author's computations on the basis of 200 simulations**

Figures in parenthesis denote standard errors

A possible explanation for these discrepancies between observed and simulated series, besides the obvious fact that the model lacks country-level realistic production structure, may rely on the calibration procedure we previously followed. In fact, rather than calibrating exogenous shocks to reproduce country-specific characteristics (Kydland and Prescott, 1982), we directly estimated, from observed data, country-specific laws of motion (Zimmermann, 1997), a calibration strategy quite sensitive to measurement errors and model misspecification. However, since our main objective is to better understand responses to shocks and transmission mechanisms in the region under consideration, a replication-adapted calibration approach would certainly bias the analysis, especially, when trying to evaluate diffusion channels.

- **Model dynamics: the effects of shocks**

The dynamic effects of supply, demand and international shocks are studied by using impulse response analysis. We analyze the impulse responses of country-specific consumption, investment, net exports and output to a one standard-error shock, in terms of percentage deviations from the steady state.

- *Technology shocks*

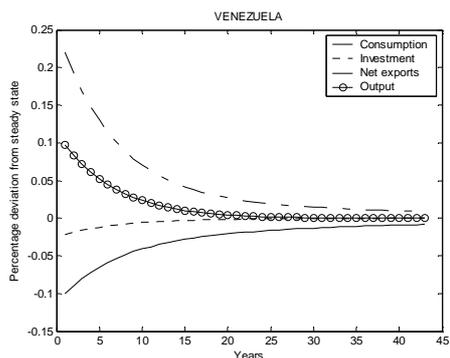
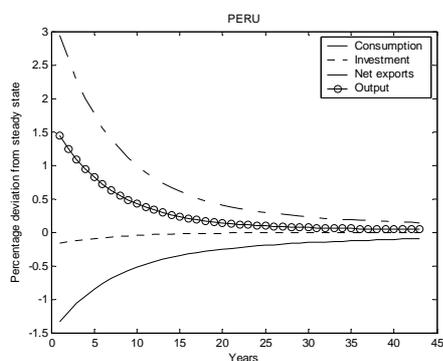
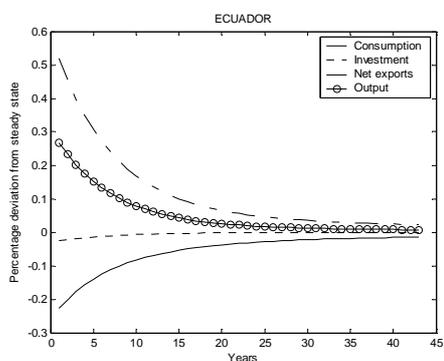
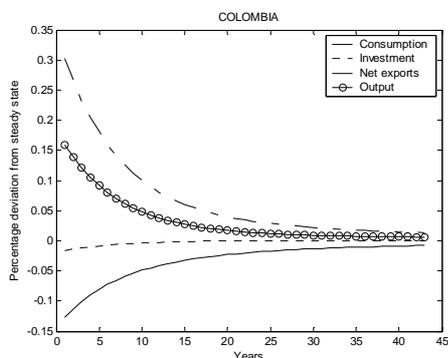
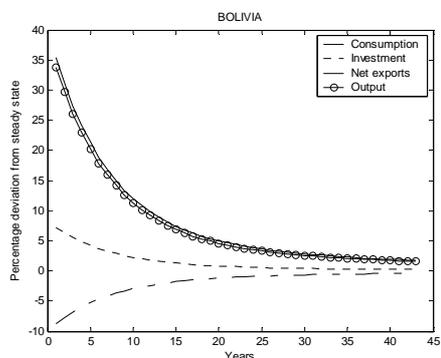
Results are illustrated in figures III.1 to III.6. At the country-level, positive country-specific technology shocks translate into higher labor and capital productivity. On the one hand, higher capital productivity induces a rise in investment, on the other hand, higher labor productivity encourages a decrease in the number of hours worked (substitution effect between current work and future leisure) and an increase in consumption (income effect). Consequently, aggregate supply and demand go up. Nevertheless, the rise in aggregate demand is higher than the observed increase in the supply side of our model economy, given that agents consume more and reduce labor in response to higher revenues, while at the same time the foreign demand for domestic goods (exports) remains roughly unchanged (the productivity shock is specific to each country), a situation that materializes into a significant trade deficit. As the effects of the shock dissipate, productivity declines, investment decelerates, work increases, and consumption converges back to its steady state level. It is also important to mention that

the productivity shock leads to more significant variations in output and consumption, compared to those in investment and net exports.

Turning now to the regional transmission effects of country-specific technology shocks, we notice that net exports rise throughout the region in response to country-level higher demand for foreign goods. Since productivity remains unchanged in the rest of the region, these induced increases in exports and production must be supported by higher factor accumulation. Agents therefore substitute consumption for labor, increasing net savings, investment and capital formation; for that reason, consumption diminishes as net exports augment.

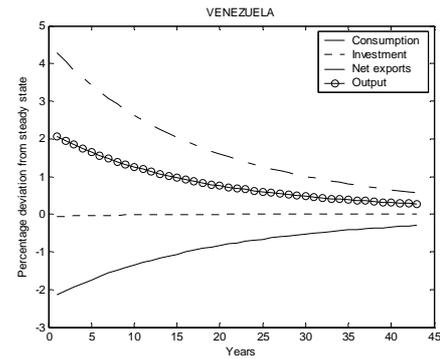
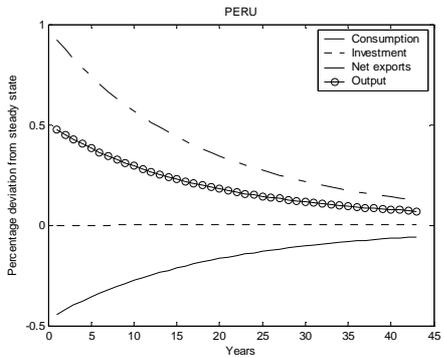
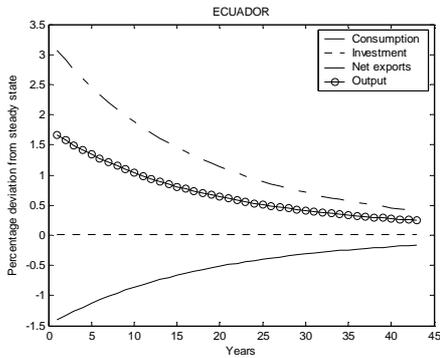
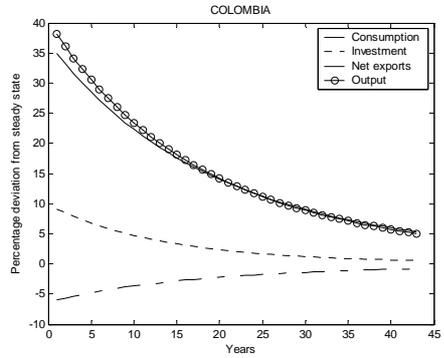
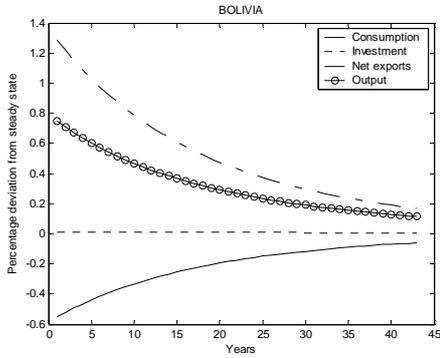
Regarding the significance of diffusion mechanisms, i.e. the importance of country-specific technology shocks in terms of partner economies deviations from the steady state equilibrium; we observe that a productivity shock to Bolivia basically has a relevant impact on Peru (net exports deviation of 3%). In the cases of Colombia and Ecuador, country-specific technology shocks mostly affect Venezuela (net exports deviation of 5% and 4%). For Peru, the biggest effects are registered in Bolivia and Ecuador (net exports deviations of 5% and 7%). In relation to Venezuela, productivity shocks have a relevant impact on Colombia and Peru (net exports deviations of 2.5%). Finally, with regards to a technology shock to the rest of the world, mostly affected countries are Ecuador and Venezuela (net exports deviations of 1.2% and 3.5%).

Figure III. 1. Technology shock to Bolivia



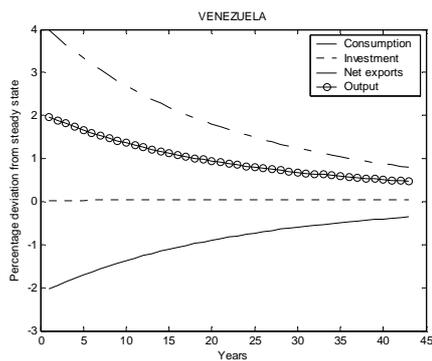
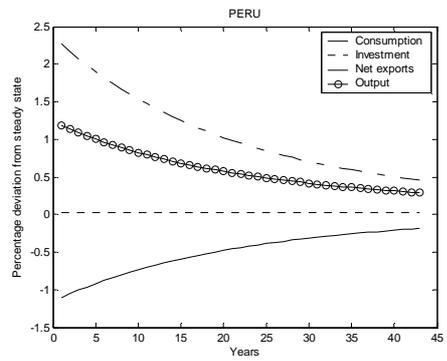
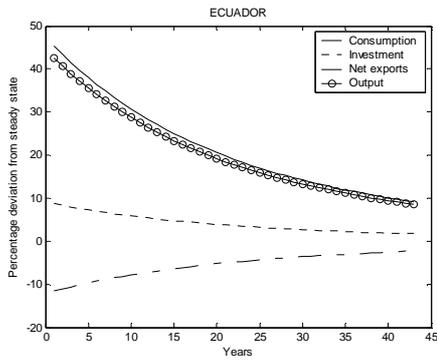
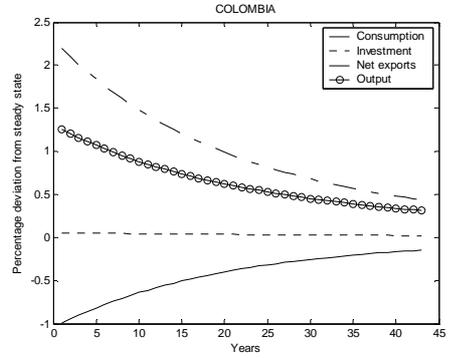
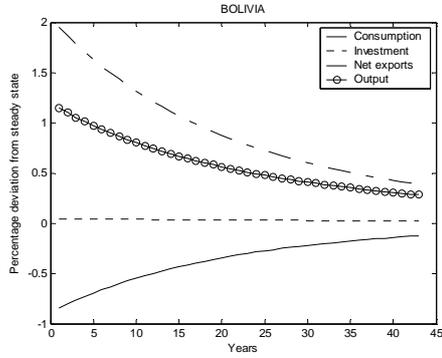
Source: Author's calculations  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 2. Technology shock to Colombia



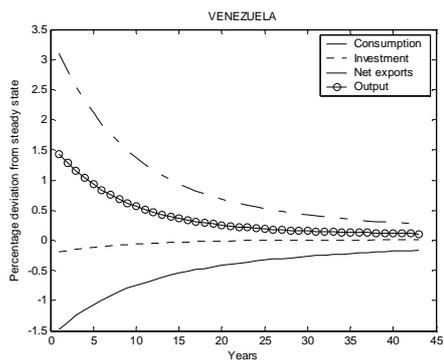
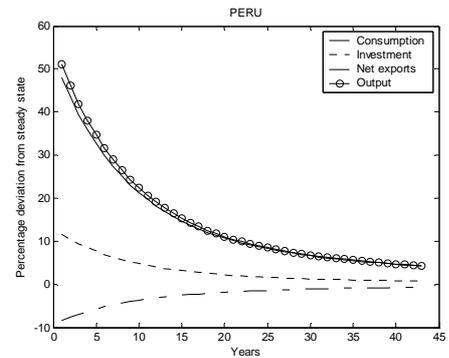
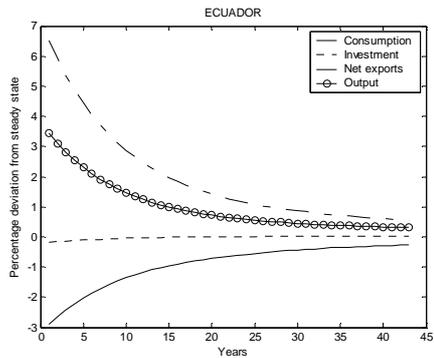
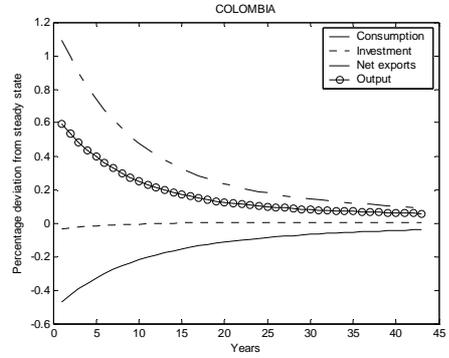
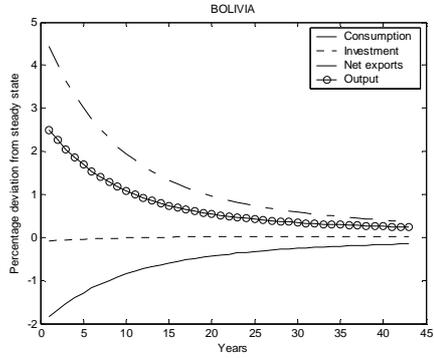
Source: Author's calculations  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 3. Technology shock to Ecuador



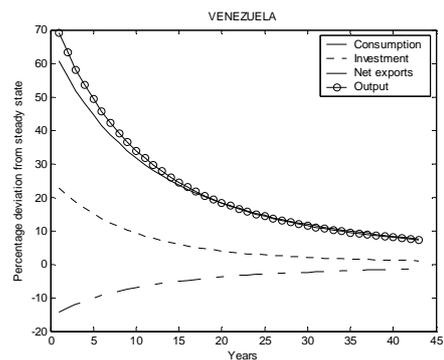
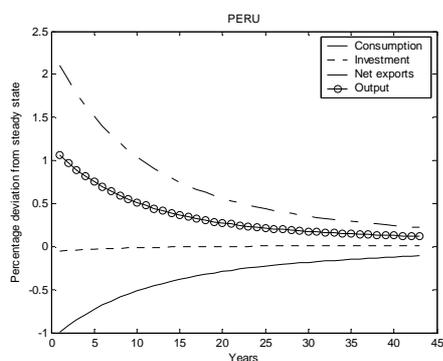
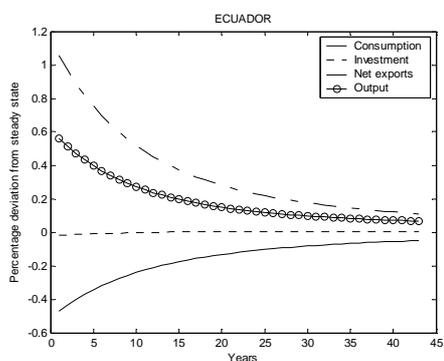
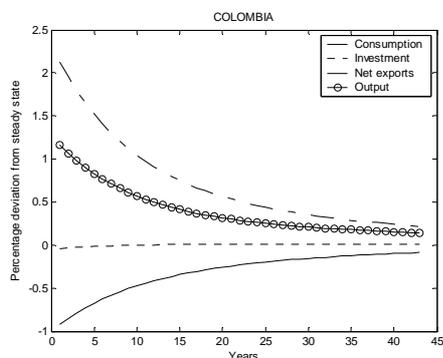
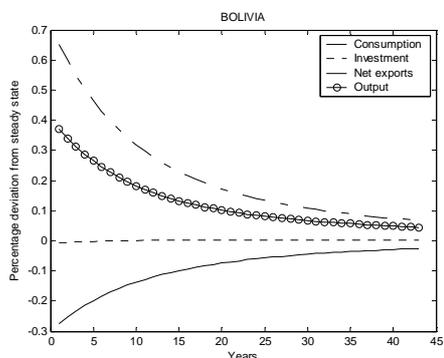
**Source: Author's calculations**  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 4. Technology shock to Peru



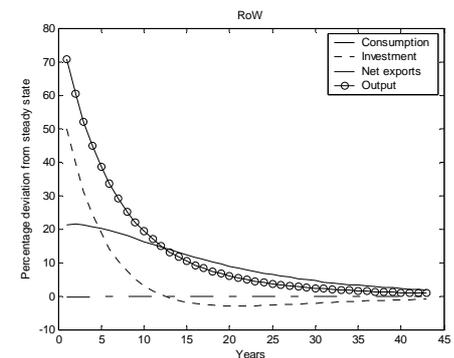
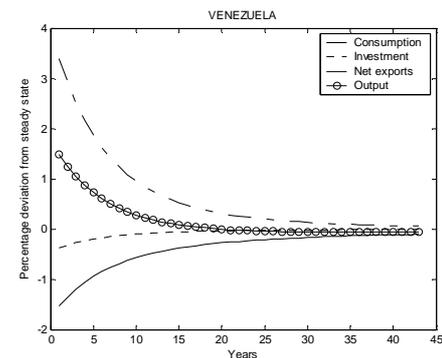
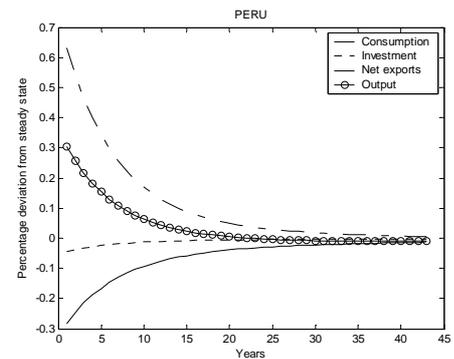
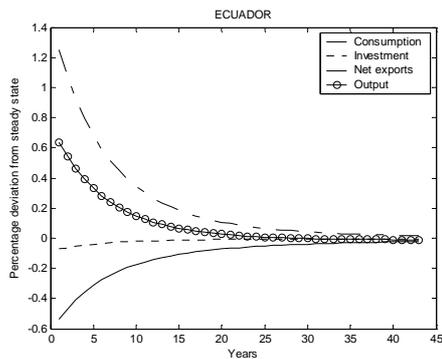
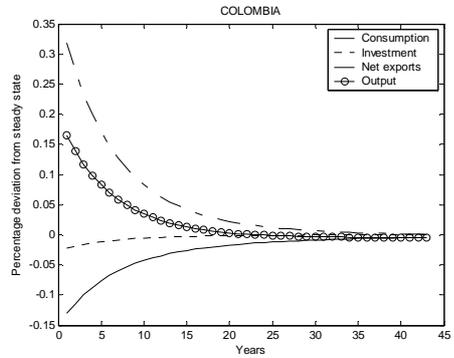
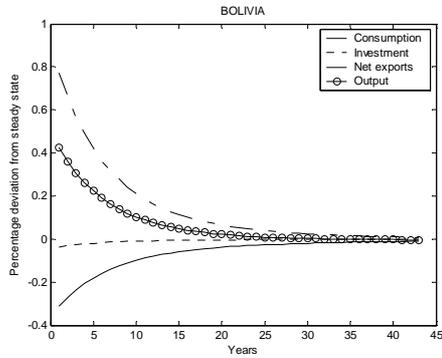
Source: Author's calculations  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 5. Technology shock to Venezuela



Source: Author's calculations  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 6. Technology shock to the Rest of the World



**Source: Author's calculations**  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

- *Investment shocks*

Figures III.7 to III.12 present our main findings. At the country-level, positive country-specific investment shocks stimulate aggregate production through capital accumulation. As a consequence labor productivity augments and agents substitute current work for leisure and consumption. Subsequently, the rise in investment and consumption induces higher imports and the trade balance deteriorates. As the impact of the shock disappears, capital accumulation decreases, output declines and the trade balance returns to its steady state level.

In terms of regional transmission effects of country-specific investment shocks, we observe the same adjustment mechanisms as for technology shocks. Exports rise, underpinned by higher factor accumulation, in response to higher country-level demand for foreign goods.

In relation to the importance of transmission mechanisms, results are also equivalent to those stated in the case of productivity shocks.

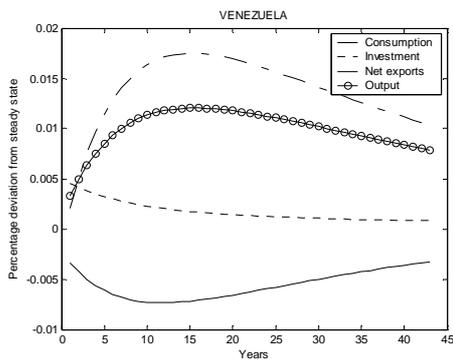
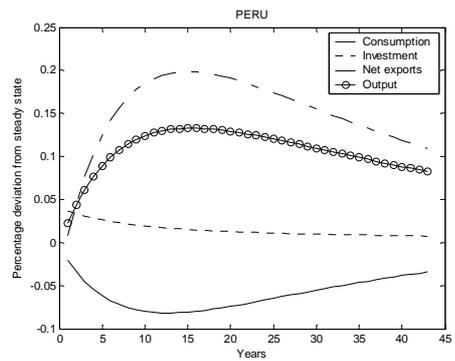
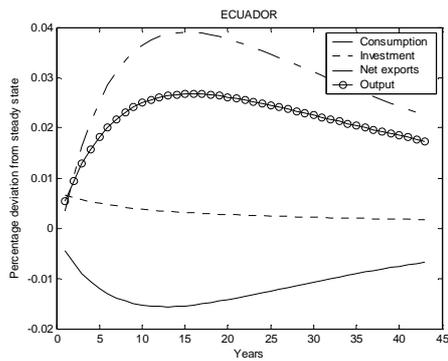
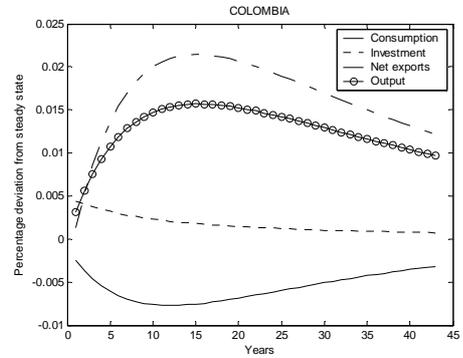
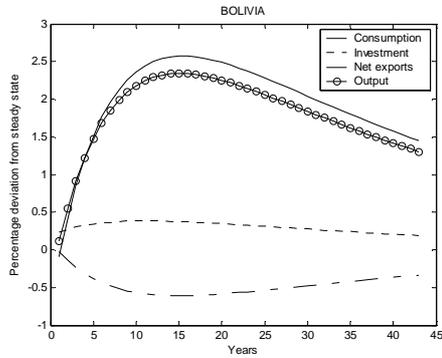
As a matter of fact, the difference between technology and investment shocks, particularly with respect to the amplitude of deviations from the steady state, relies on the adjustment mechanisms associated to each type of innovation. When a country is hit by a shock to technology (supply side), factor productivity rises, inducing immediate higher demand for capital and labor, and an overall bigger impact on aggregate output. On the other hand, when there is an investment shock (demand side), productivity goes up only for newly produced capital (Greenwood et al. 1988, 2000); as output slowly augments, labor demand and labor productivity progressively increase.

It is also important to point out that steady state convergence is quite slow, notably when comparing the macroeconomic adjustment process induced by technology shocks (figures III.1 to III.6); this is mostly explained by the fact that observed investment shocks' persistence and volatility are quite important (table III.6), however, even though convergence is not as fast as expected, deviations from the steady state are merely significant<sup>28</sup>.

---

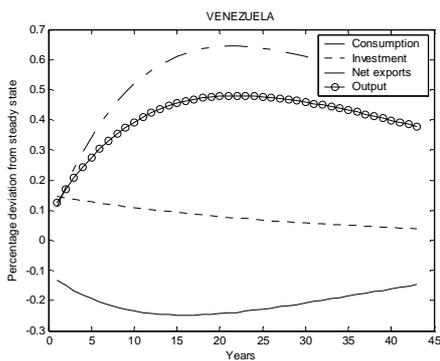
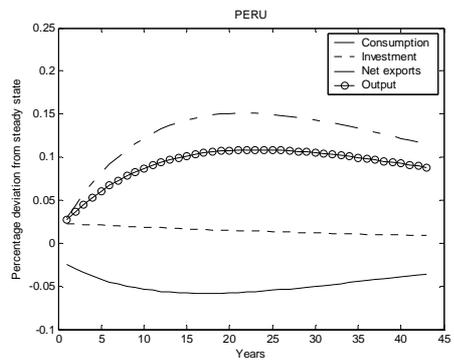
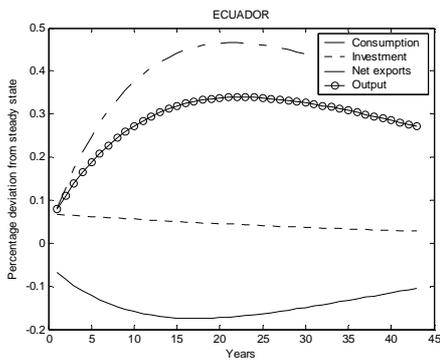
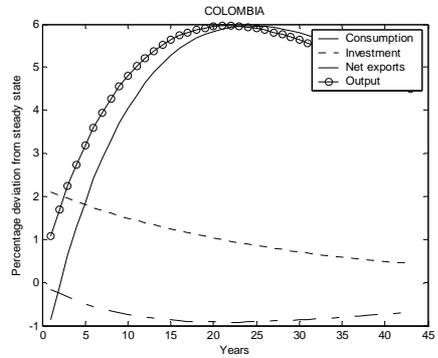
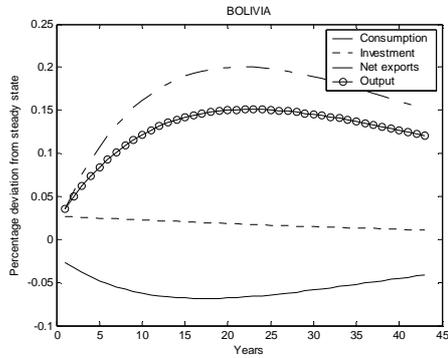
<sup>28</sup> The most significant response corresponds to Colombia, with a 6% steady state GDP deviation following a country-specific investment shock (Figure III.8)

Figure III. 7. Investment shock to Bolivia



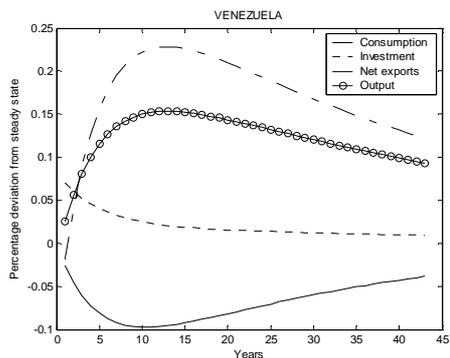
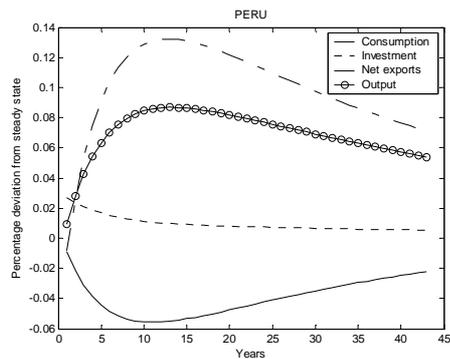
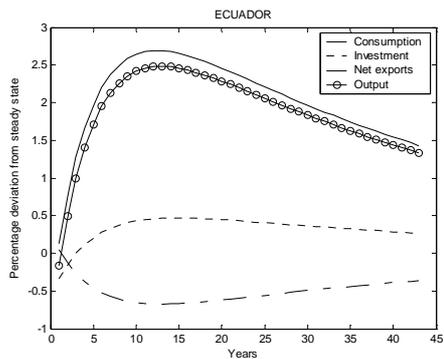
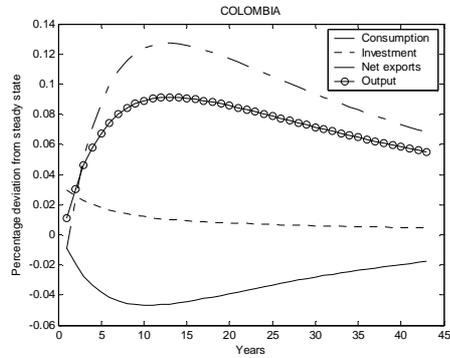
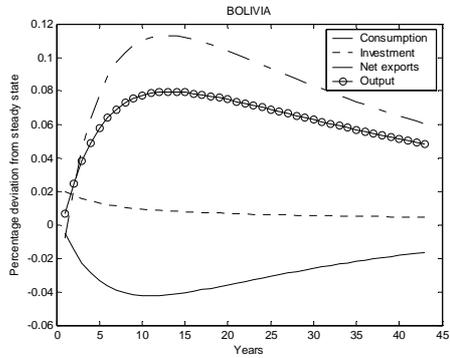
Source: Author's calculations  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 8. Investment shock to Colombia



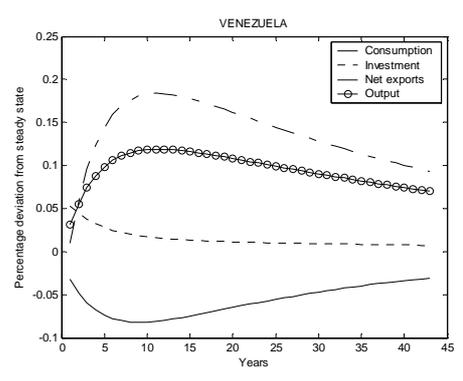
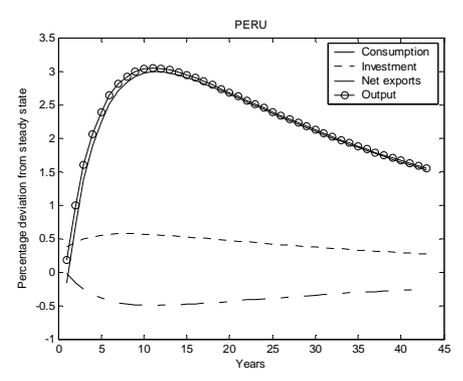
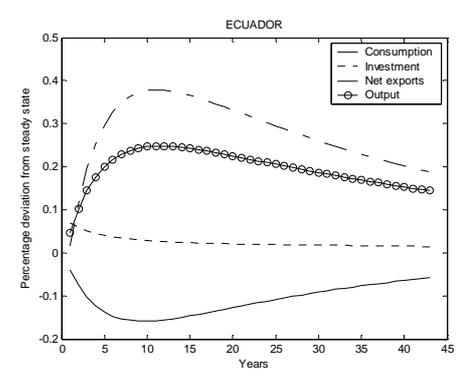
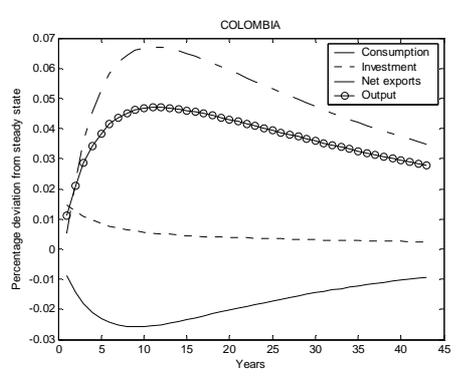
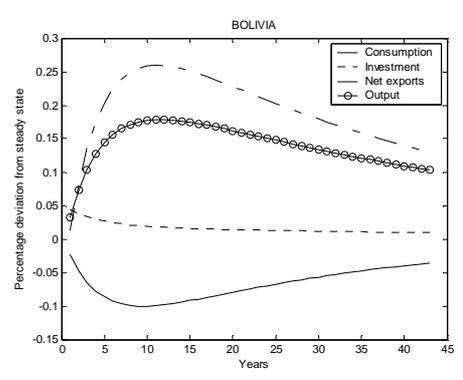
Source: Author's calculations  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 9. Investment shock to Ecuador



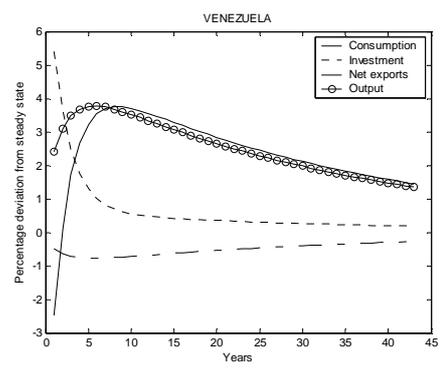
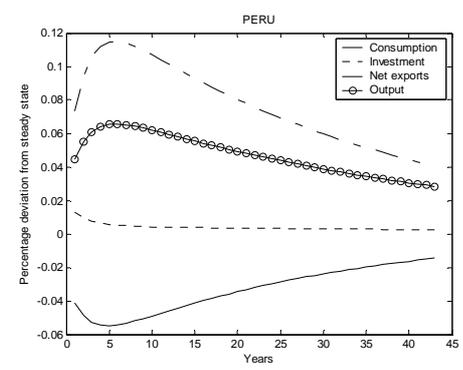
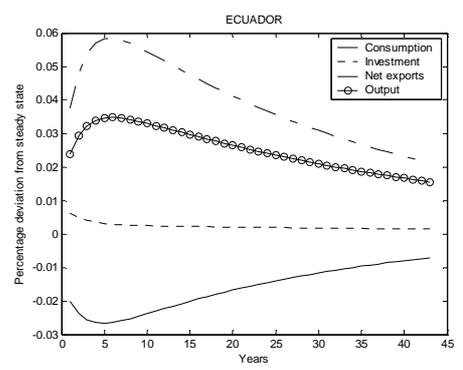
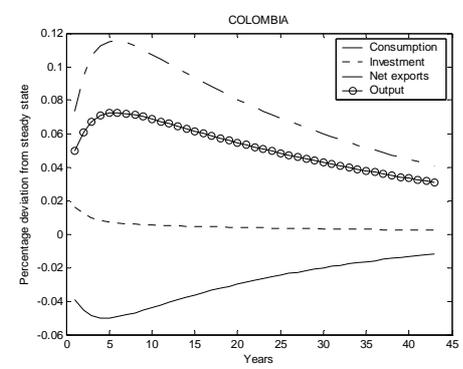
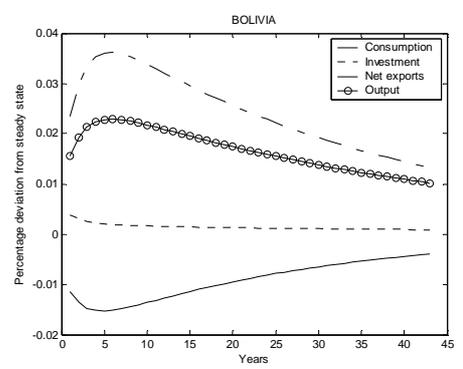
Source: Author's calculations  
Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 10. Investment shock to Peru



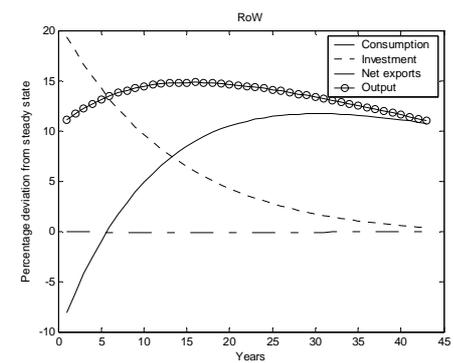
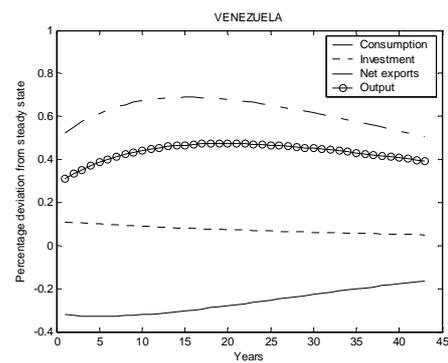
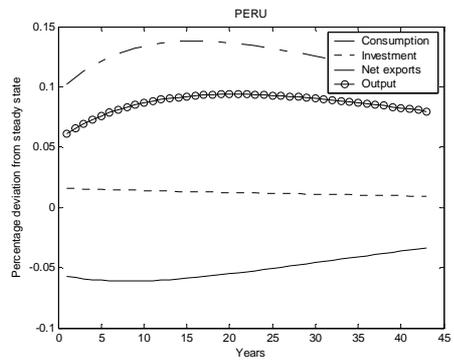
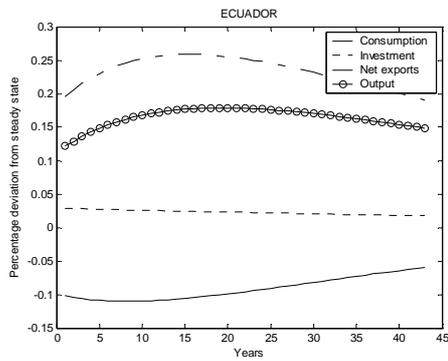
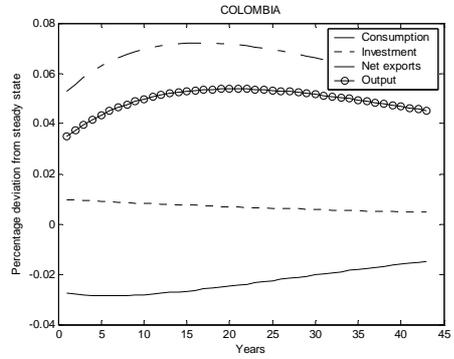
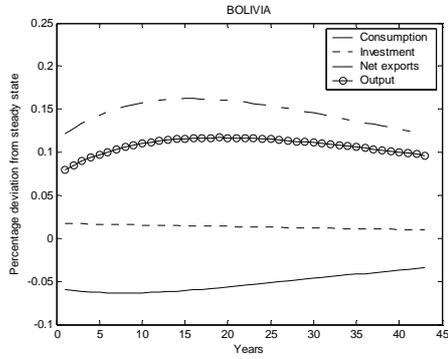
**Source: Author's calculations**  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 11. Investment shock to Venezuela



**Source: Author's calculations**  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 12. Investment shock to the Rest of the World



**Source: Author's calculations**  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

- *Terms of trade shocks*

Results are presented in figures III.13 to III.18. At the country-level, positive country-specific terms of trade shocks translate into higher foreign demand for domestic goods. This induces output to rise and exports to augment. As output grows, labor demand also expands and agents substitute current consumption for work (substitution effect). From the producer's perspective, labor productivity increases relative to capital, inducing a substitution effect between factors. As labor intensive production becomes more profitable, the existing capital stock readjusts to a lower and relatively more efficient level, through a decrease in investment. Once the shock starts to dissipate, variables converge back to their steady state values. An interesting feature of this adjustment mechanism is its resemblance to traditional "Dutch disease" stories. In fact, a positive shock to the terms of trade can be compared to a rise in the price of exports. Given the simple structure of our model, the observed decrease in investment and the shift towards more labor intensive production, could be associated, in terms of the resource curse literature, to an expansion of the less productive non-tradable sector.

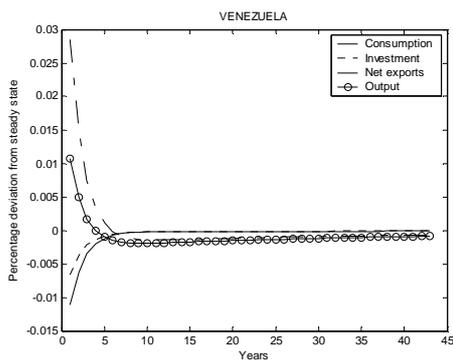
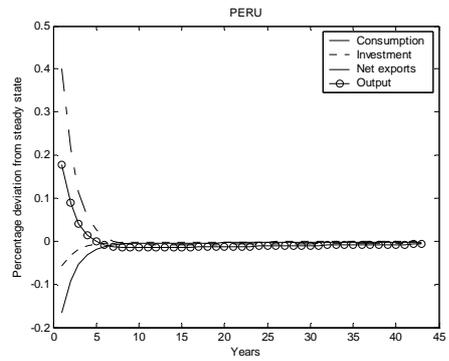
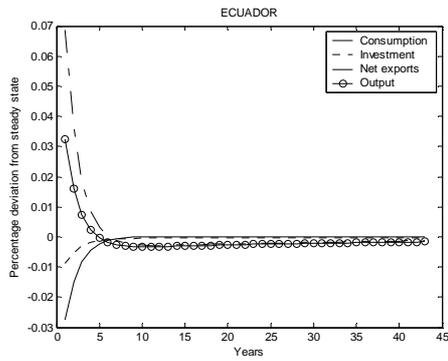
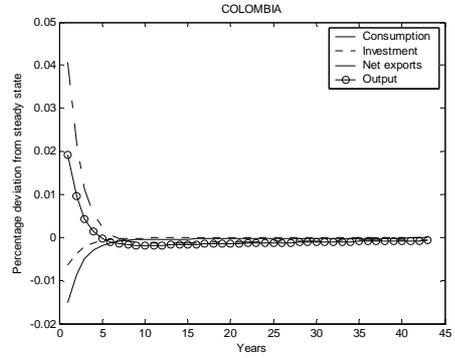
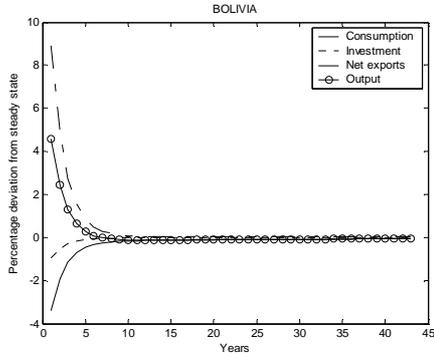
Regarding steady state convergence, it is important to mention that economies readjust quite fast to their long term equilibria when affected by terms of trade shocks; this can be explained by the fact that international innovations are not as persistent as domestically induced shocks (table III.6).

Turning now to the regional transmission effects of country-specific terms of trade shocks, we observe that adjustment processes are comparable to those previously evoked. In this case, the interest resides in the existence of correlated innovations at the international level (bottom part of table III.6). As international shocks are positively correlated among Andean countries, we notice that net exports always increase after a shock to the terms of trade<sup>29</sup>; an outcome consistent with the fact that ACN's extra-regional trade is considerably more important than its intra-regional counterpart, therefore trade surpluses are always absorbed by the rest of the world. Taking a closer look at interactions among Andean countries and the rest of the world (figure III.18), we notice that, terms of trade shocks affecting the rest of the world and inducing higher net exports towards the region, translate, as expected, into negative trade balances, basically due to higher consumption, and output contractions.

---

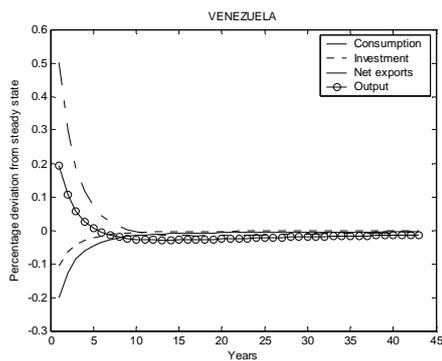
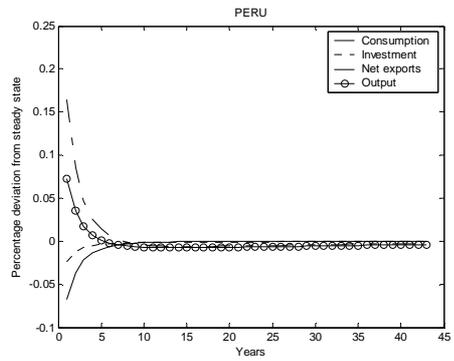
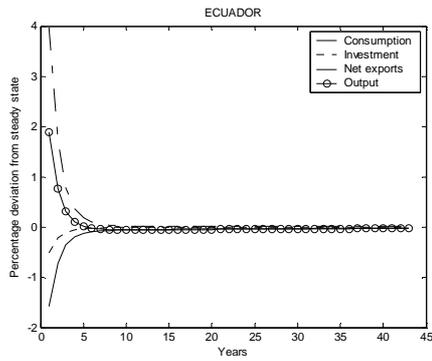
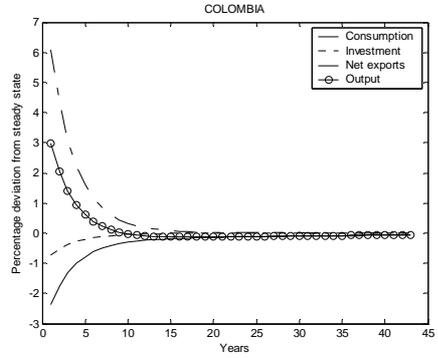
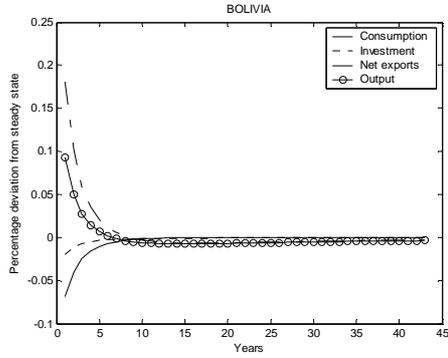
<sup>29</sup> Excluding Bolivia's response to a terms of trade shock in Peru. In this case Bolivian net exports decrease because of the importance of bilateral trade (table III.5).

Figure III. 13. Terms of trade shock to Bolivia



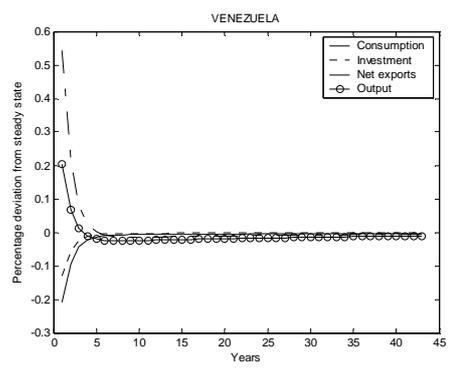
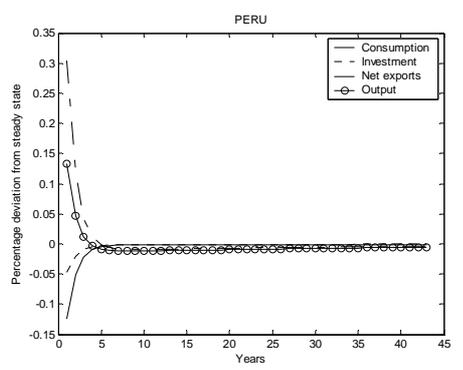
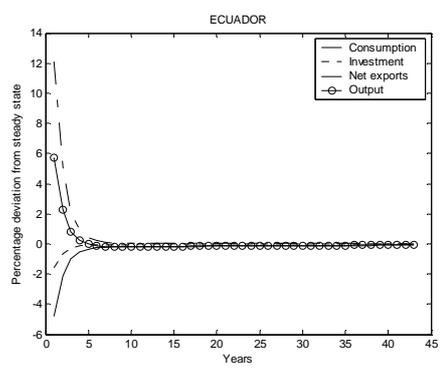
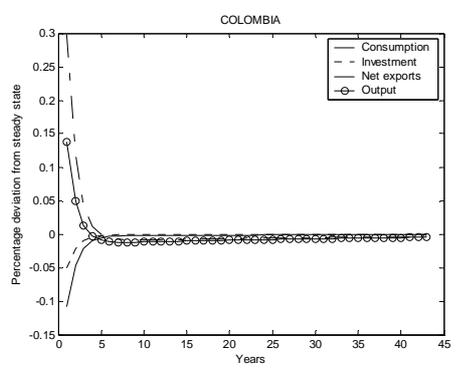
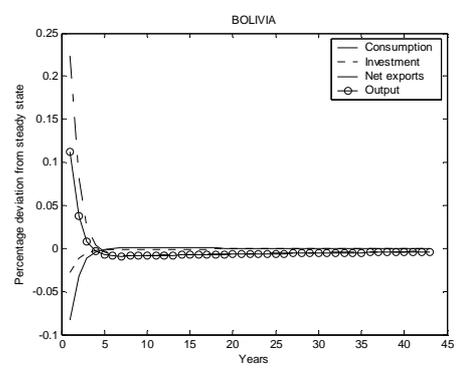
**Source: Author's calculations**  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 14. Terms of trade shock to Colombia



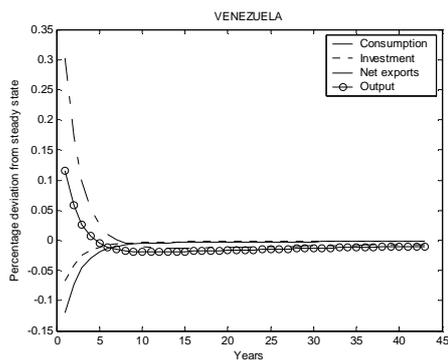
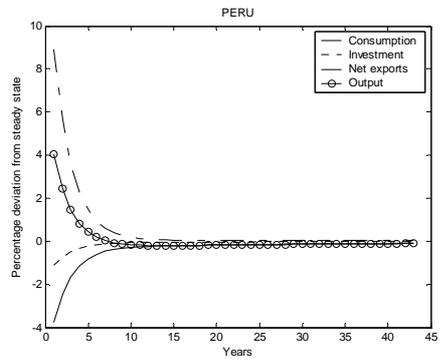
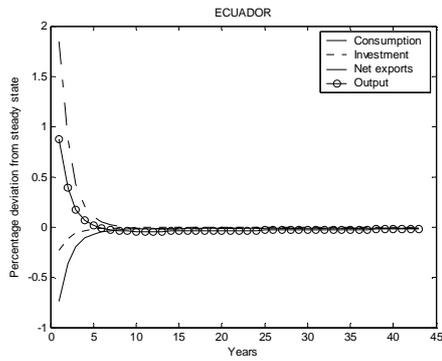
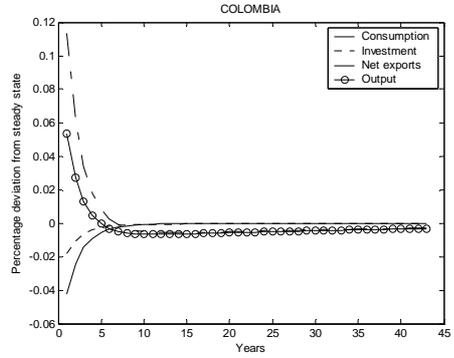
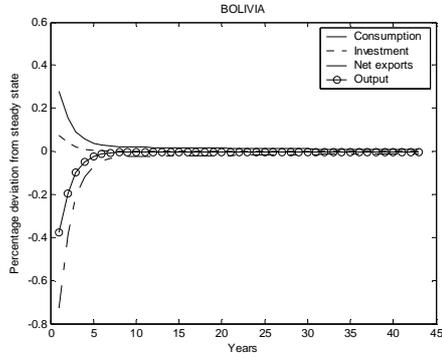
**Source: Author's calculations**  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 15. Terms of trade shock to Ecuador



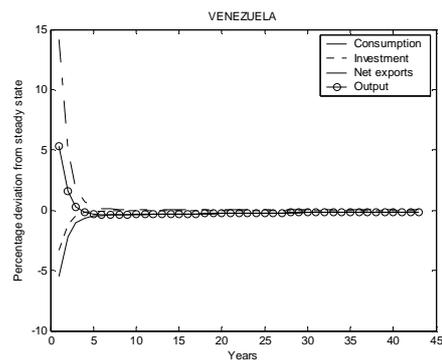
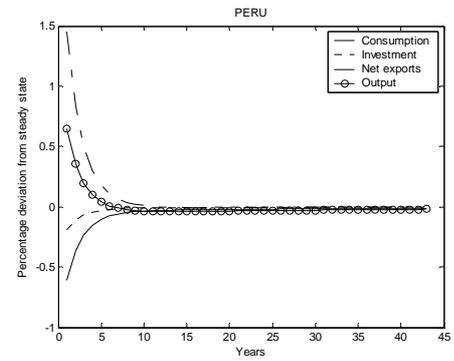
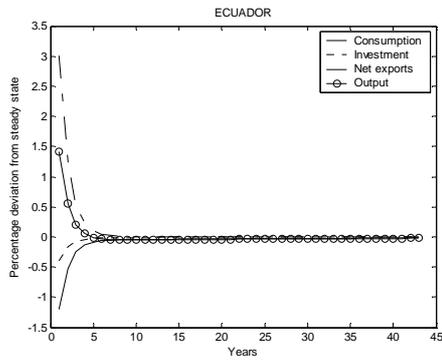
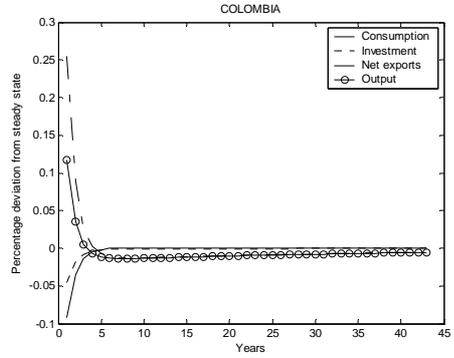
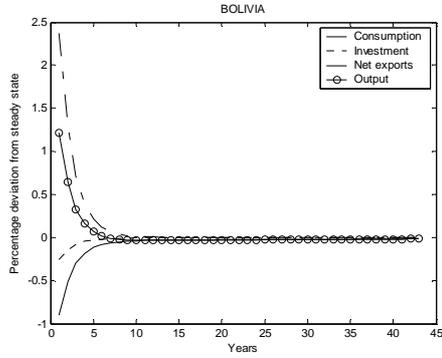
Source: Author's calculations  
Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 16. Terms of trade shock to Peru



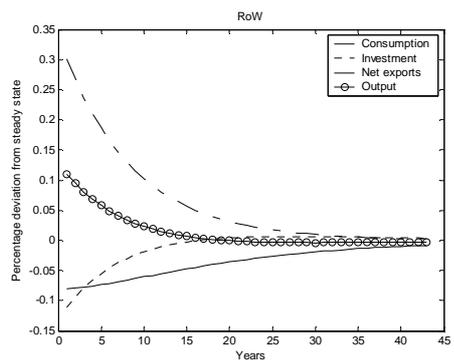
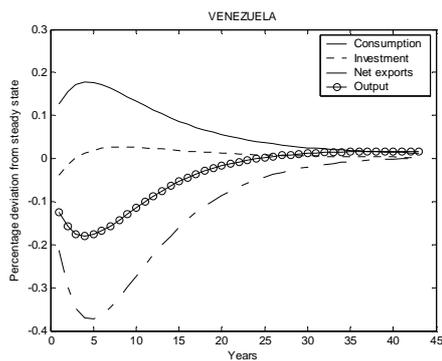
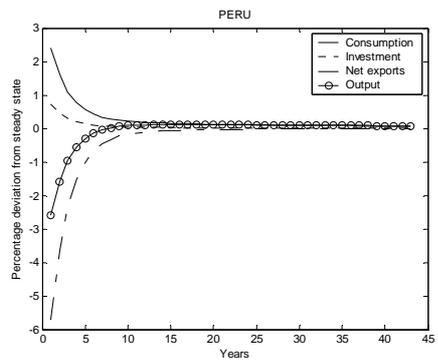
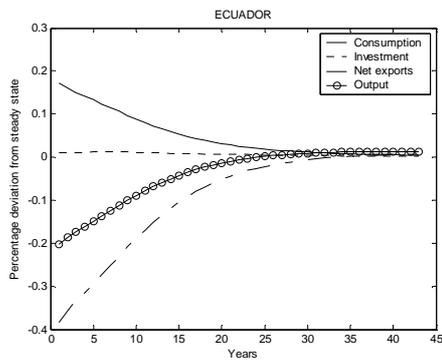
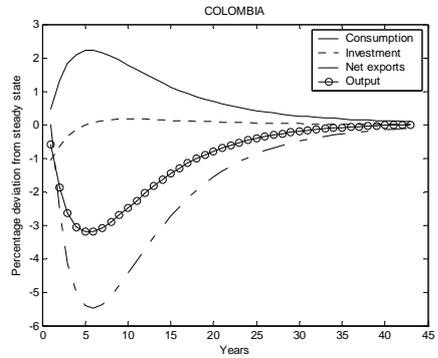
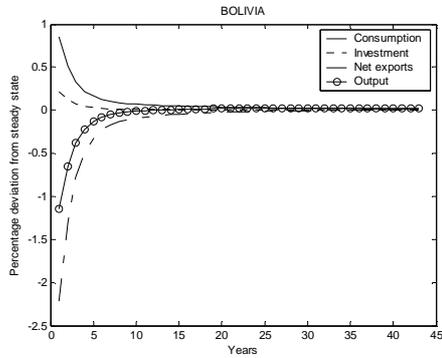
Source: Author's calculations  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 17. Terms of trade shock to Venezuela



Source: Author's calculations  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

Figure III. 18. Terms of trade shock to the Rest of the World



Source: Author's calculations  
 Figures denote percentage deviations from steady state due to a one standard deviation shock (table III.6)

- **Model dynamics: variance decompositions**

The variance decomposition method is applied to the solution of the model in order to evaluate the relative importance of shocks in explaining cyclic fluctuations in the Andean region. In this sense, shocks are ordered in terms of their degree of exogeneity. This means first, that domestic shocks do not have any effect on international shocks and second, that domestic demand or investment shocks have no impact on domestic supply or technology shocks. Additionally, within each shock, countries are ordered in terms of the relative size of their economies; therefore, we assume the following ordering scheme: Rest of the World, Colombia, Venezuela, Peru, Ecuador and Bolivia.

Results of the variance decompositions are reported in table III.9. First of all, country-specific technology shocks explain most of output variation in the Andean region. In fact, they account for approximately 80% of total output fluctuations. Second, remaining production variations are basically explained by terms of trade innovations.

Similarly, consumption fluctuations mostly depend on country-specific supply shocks. In relation to investment variations, for countries like Bolivia, Ecuador and Peru, technology shocks account for more than 50% of total variability, whereas for Colombia and Venezuela, investment fluctuations basically rely on country-specific investment innovations. With regards to net exports, variations are mostly explained by country-specific international shocks, even though, terms of trade shocks to Venezuela explain roughly 28% and 13% of net exports fluctuations in Bolivia and Ecuador.

Our results show that transmission mechanisms and shock diffusion are not very relevant in the Andean region. As a matter of fact, cyclic fluctuations mostly rely on country-specific innovations. This is not very surprising, given the relative low weight of intra-regional trade. What is striking however, is the insignificance of investment shocks and the secondary importance of terms of trade innovations in explaining aggregate fluctuations throughout the region.

Regarding investment shocks, our results might be biased by the inclusion of adjustment costs in the law of motion of the capital stock (equation 4), which tend to reduce investment volatility and therefore, its impact on the rest of the variables.

Table III. 9. Variance decompositions

Variable	International shocks						Technology shocks						Investment shocks					
	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	RoW	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	RoW	Bolivia	Colombia	Ecuador	Peru	Venezuela	RoW
<b>Bolivia</b>																		
Output	11.60	0.01	0.02	0.17	5.68	0.26	80.79	0.02	0.11	0.88	0.01	0.00	0.44	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
Consumption	6.18	0.01	0.01	0.09	3.03	0.14	89.23	0.01	0.06	0.48	0.01	0.00	0.75	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Investment	10.52	0.01	0.02	0.15	5.25	0.21	81.59	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	2.10	0.01	0.02	0.09	0.00	0.00
Net exports	57.74	0.06	0.09	0.83	28.33	1.28	7.36	0.06	0.42	3.69	0.06	0.02	0.04	0.00	0.00	0.02	0.00	0.01
<b>Colombia</b>																		
Output	0.00	20.09	0.05	0.01	0.11	0.77	0.00	76.75	0.24	0.09	0.26	0.00	0.00	1.61	0.00	0.00	0.01	0.00
Consumption	0.00	14.95	0.03	0.00	0.08	0.43	0.00	80.22	0.19	0.07	0.20	0.00	0.00	3.81	0.00	0.00	0.01	0.00
Investment	0.00	9.68	0.05	0.01	0.12	3.49	0.00	34.65	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	51.96	0.02	0.01	0.01	0.00
Net exports	0.00	91.70	0.24	0.03	0.56	3.14	0.01	2.09	0.82	0.35	0.96	0.00	0.00	0.04	0.01	0.00	0.04	0.00
<b>Ecuador</b>																		
Output	0.00	2.35	20.63	0.45	3.93	0.00	0.00	0.04	71.23	0.80	0.02	0.00	0.00	0.00	0.53	0.00	0.00	0.00
Consumption	0.00	1.59	13.91	0.30	2.65	0.00	0.00	0.03	80.52	0.56	0.01	0.00	0.00	0.00	0.42	0.00	0.00	0.00
Investment	0.00	3.25	29.13	0.61	5.57	0.00	0.00	0.00	58.16	0.05	0.00	0.00	0.00	0.03	3.10	0.10	0.00	0.00
Net exports	0.00	8.00	70.44	1.52	13.43	0.01	0.01	0.10	4.14	2.24	0.04	0.01	0.00	0.00	0.03	0.01	0.00	0.01
<b>Peru</b>																		
Output	0.00	0.00	0.01	4.83	0.41	0.34	0.04	0.00	0.03	93.87	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.44	0.00	0.00
Consumption	0.00	0.00	0.01	4.51	0.39	0.32	0.04	0.00	0.03	93.99	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.68	0.00	0.00
Investment	0.01	0.00	0.01	6.82	0.65	0.47	0.01	0.00	0.00	90.72	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	1.27	0.00	0.00
Net exports	0.08	0.03	0.10	77.43	6.74	5.46	0.53	0.02	0.36	8.78	0.39	0.01	0.00	0.00	0.00	0.04	0.02	0.00
<b>Venezuela</b>																		
Output	0.00	0.01	0.01	0.00	19.48	0.00	0.00	0.02	0.05	0.05	77.29	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	3.07	0.01
Consumption	0.00	0.01	0.01	0.00	21.61	0.00	0.00	0.02	0.06	0.06	68.35	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	9.86	0.01
Investment	0.00	0.01	0.01	0.00	21.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	25.27	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	53.67	0.00
Net exports	0.00	0.04	0.05	0.01	96.92	0.00	0.00	0.06	0.15	0.16	2.47	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10	0.01
<b>RoW</b>																		
Output	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	70.98	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	29.02
Consumption	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	21.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	78.19
Investment	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	27.63	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	72.37
Net exports	0.12	0.18	0.47	0.11	2.08	60.83	0.84	0.19	1.67	2.11	3.07	20.02	0.00	0.00	0.01	0.01	0.12	8.15

As a robustness test the model was simulated without these adjustment factors ( $\phi_i = 0$ ) (results not shown); in fact, investment shocks become more significant, however, at the same time simulated investment turns out to be less correlated with simulated output and consumption, and most importantly, technology shocks continue to explain the largest part of aggregate cyclic fluctuations. A possible explanation may therefore rely on the fact that investment shocks, as specified in our model, only affect new capital, whereas technology shocks have an impact on total available capital; in addition, since the share of capital in the Andean economies is quite significant (table III.4), which means that the capital stock is relatively important, a global productivity shock would have a larger impact on the rest of the economy, than a specific shock to newly produced capital.

Turning now to the secondary role of terms of trade innovations in explaining cyclic fluctuations in the ACN, our results diverge from those in Mendoza (1995), in which terms of trade shocks explain approximately 50% of total output variation. These discrepancies are essentially explained by differences in the modeling of terms of trade innovations. Mendoza (1995) directly introduces terms of trade in the tradable sector's production function, while we suppose that terms of trade shocks induce changes in output through their impact on international demand for domestic goods.

Our findings are nevertheless consistent with those derived, using structural vector autoregressions (SVAR), by Hoffmaister and Roldos (1997) and Ahmed (2003), in the case of several Latin American economies, and Arreaza and Dorta (2004), in the case of Venezuela. As pointed out by these authors, supply shocks considerably explain most of aggregate output fluctuations in the region.

## **VI. Policy implications**

Several issues emerge from our analysis in terms of economic policy implications. First, demand-oriented growth policies lose effectiveness when countries heavily rely on foreign final and intermediate goods, as is the case in the Andean Community. For instance, an investment-led expansion (investment shock) translates into higher capital accumulation inducing, given the

relatively high dependency on the foreign good (both for consumption and investment), an increase in imports, which in turn offsets investment's positive effects on aggregate production.

Second, the risk of contagion from crises in partner economies is minimal, given that regional international shocks play a secondary role in explaining short-term variations in the ACN; furthermore, counter-cyclical self-insurance mechanisms such as macroeconomic stabilization funds could be appropriate for the Andean countries, in order to cope with country-specific terms of trade fluctuations, e.g. variations in international commodity markets, which in our model considerably affect output through increased volatility in aggregate demand.

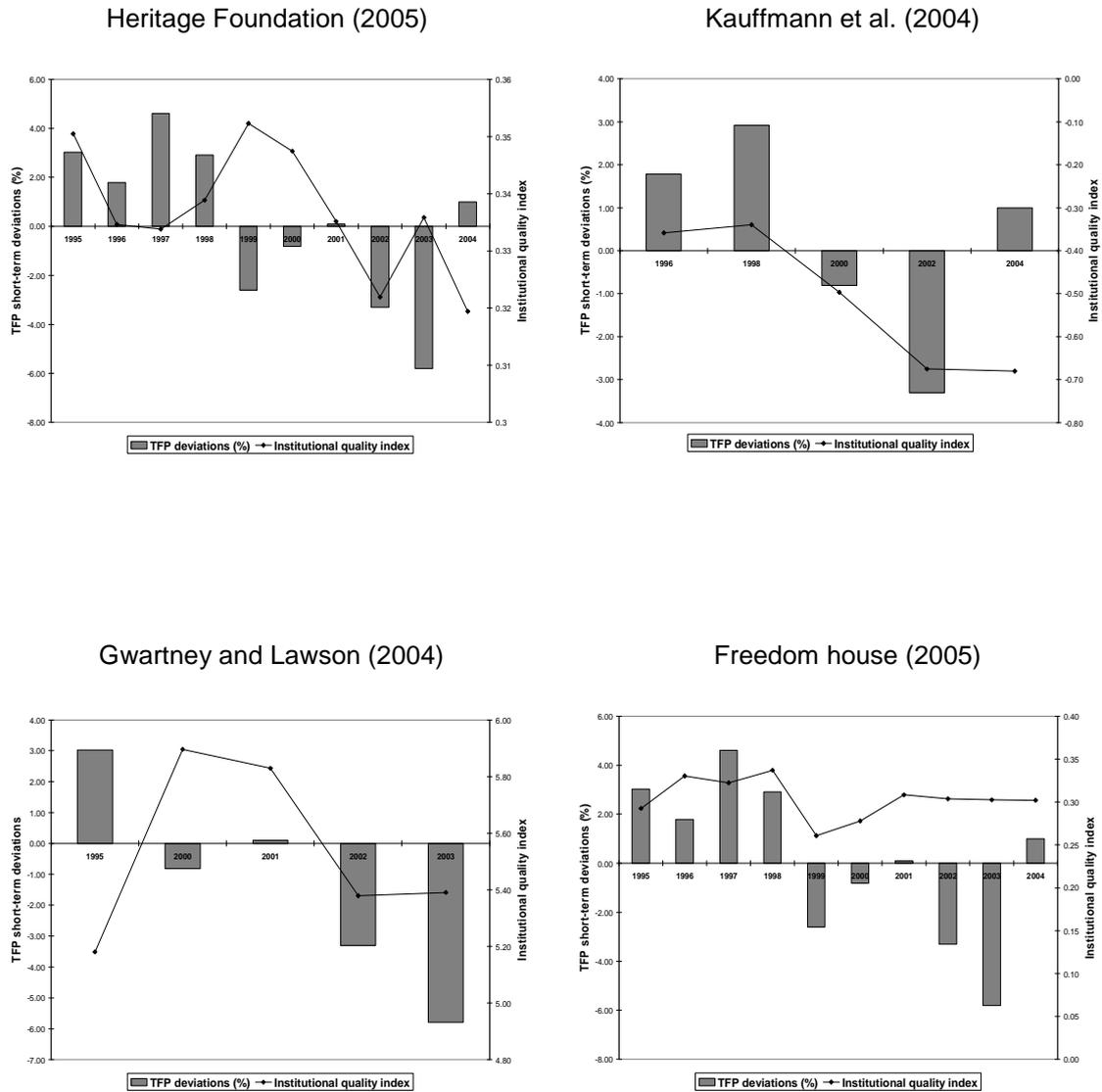
Third, designing and adopting exchange rate regimes in the Andean Community, whether flexible or rigid, may not be as straightforward as the literature on small open economies commonly suggests, due to the existence of very significant country-specific supply and international demand shocks. In this sense, exchange rate flexibility is efficient in the presence of sticky prices or low pass-through (Mundell, 1961), given that the effects of real exchange rate adjustments, following for example a productivity shock, leading to changes in relative prices, are isolated from the rest of the economy. Conversely, fixed or pegged exchange rate arrangements, in a multi-country framework, are generally acknowledged when trade is significant between partner economies and there is considerable symmetry in the region, i.e. countries react the same way to similar shocks; furthermore, exchange rate pegs may translate into increased trade and credibility (Klein and Shambaugh, 2004), even though, in the presence of monetary uncertainty and full pass-through, they may not be welfare improving for small volatile open economies pegging the exchange rate to a country with a more stable monetary policy (Berger, 2006). In view of our results, Andean countries face a difficult choice in terms of exchange rate regime selection. For instance, productivity shocks are fairly significant, a fact that may be considered in favor of flexible exchange rate schemes, however, dependency towards foreign goods is quite relevant, which means that pass-through effects are important and that some kind of administrated regime may be appropriate; additionally and from a decision-maker's perspective, credibility has traditionally been an issue of concern when designing and implementing economic reforms in the area. Therefore a fixed or pegged regional exchange rate arrangement that would facilitate trade and increase credibility appears as an appealing solution, moreover, that terms of trade innovations homogeneously affect partner

economies. Nevertheless intra-regional trade is very small and enforcing such an institutional agreement would require a considerable degree of coordination and political support, which at the current time is far from being attained.

Lastly, a parallel could be drawn between the primary role country-specific supply innovations play in explaining cyclic fluctuations in the Andean Community and the institutional framework in which technological progress, or whatever total factor productivity is really measuring, builds up. In this sense, following North's (1990) seminal contribution, institutions, i.e. humanly devised formal and informal constraints, affect aggregate productivity through the effectiveness or the efficiency of the resource allocation process they embody, given the existence of significant transaction costs. To this matter, Latin American societies have experienced for the last ten years important political changes that may have translated, through transformations in the underlying incentive structure of their economies, into major aggregate fluctuations (Santiso, 2006). As a first exploratory step, figure III.19 presents some stylized facts regarding the existence of a nexus between several institutional quality measures and aggregate factor productivity in the ACN.

Even though a straightforward relationship cannot be incontestably confirmed, we observe a clear break in both factor productivity and institutional quality at the end of the 90's, a period of high political turmoil in the region. Therefore institutions may be an important explaining factor of aggregate volatility in the Andean community, which in terms of policy implications means that resources and efforts should be directed to the enhancement and reinforcement of institutional quality, in accordance with the main arguments advanced in the literature on the deep determinants of growth [Acemoglu et al. (2001), Rodrik et al. (2004)].

**Figure III. 19. Short-term TFP shifts and institutional quality in the Andean Community (1995-2004)**



**Source: Author's calculations**

Short-term TFP fluctuations are approximated by the cyclic component of the Solow Residual. In order to facilitate comprehension, scales are inverted in the cases of the Heritage and Freedom house indices : high values represent high institutional quality. All variables are weighted by country-specific real GDP at constant US\$.

## Conclusion

This chapter analyzes the effects of terms of trade (international demand), technology (domestic supply) and investment (domestic demand) shocks on medium term macroeconomic fluctuations in the Andean Community of Nations, using a dynamic stochastic multi-country general equilibrium model, calibrated for the 1960-2002 period.

Our model is successful in reproducing several co-movement relationships between output and aggregate demand elements; nevertheless, it encounters some limitations in terms of correctly replicating observed volatility, a fact partially explained by the calibration procedure we follow. Regarding our theoretical representation, the model should be further extended in order to better account for country-level characteristics, notably in terms of sector-specific activities (tradable and non tradable) and exchange rate specificities.

Results are quite conclusive, country-specific technology shocks account for approximately 80% of total output fluctuations in the Andean region. While terms of trade shocks have a secondary effect on aggregate production, we find that these shocks are quite important in explaining net exports medium term variations. Similarly, investment shocks have a minor effect on economic dynamics, once their direct impact on new capital accumulation decisions is accounted for.

In terms of policy implications, our main findings point towards the pertinence of pegged exchange rate regimes and notably, the role institutional quality may play as an explaining factor of growth at business cycle frequencies, a crucial issue that we further explore in the following chapters.

## **CHAPITRE IV : INSTITUTIONS, RESSOURCES NATURELLES ET CROISSANCE AU VENEZUELA**

## Introduction

Le Venezuela est le dixième producteur et le sixième exportateur mondial de pétrole. En 1942 le revenu par habitant était de 2.300 \$US, presque trente ans après lors du premier choc pétrolier en 1970, ce même revenu avait pratiquement triplé atteignant les 6.100 \$US, trois autres décennies plus tard et la moitié du revenu par tête avait disparu pour se situer en 3.160 \$US. En même temps des changements d'ordre institutionnel et politique ont secoué la société vénézuélienne. L'année 1958 marque le début de l'une des plus longues périodes de stabilité démocratique jamais vécue au pays, jusqu'à ce que en 1992 une première tentative de coup d'Etat bouleverse les institutions en place.

Les événements ainsi décrits trouvent une interprétation dans le contexte néo-institutionnel de North (1990), les institutions changent à cause de modifications dans les prix relatifs et dans les préférences des individus. Ces modifications peuvent à leur tour être induites par des changements idéologiques issus du mécontentement populaire face à la mauvaise gestion gouvernementale. Dans ce sens, les changements institutionnels n'entraînent pas, *a priori*, des institutions plus efficaces, en termes de promotion de la croissance économique, étant donné qu'elles sont au service des groupes possédant le plus grand pouvoir de négociation [Acemoglu et al, 2004].

Nous essayons, dans le cas du Venezuela, d'identifier, à court et long terme, les éléments explicatifs de la croissance, dans un contexte de changement institutionnel, à l'appui de différents outils analytiques, notamment à travers un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique calibré pour reproduire certains faits stylisés de l'économie vénézuélienne.

La suite du chapitre s'organise en cinq grandes sections. En premier lieu nous portons notre attention sur les concepts de base de la croissance et du changement institutionnel. Par la suite nous évoquons les principaux faits stylisés de la croissance au Venezuela au cours des soixante dernières années. Dans la troisième section nous nous intéressons aux facteurs explicatifs de la croissance dans le long terme, alors que dans la quatrième partie nous analysons les principaux déterminants de la croissance sous une optique de court et moyen terme. La cinquième partie est consacrée à la présentation et simulation du modèle proposé. Pour terminer, quelques remarques et extensions sont abordées dans la conclusion.

## I. Le changement institutionnel

Dans cette partie nous revoyons quelques concepts de base de l'économie de la croissance et de l'économie institutionnelle en essayant de les intégrer dans l'analyse historique des changements sociopolitiques survenus au pays au cours des soixante dernières années.

### - Les sources de la croissance

La littérature récente sur les déterminants de la croissance au niveau international centre le débat au tour de trois éléments susceptibles d'influencer significativement l'activité productive de long terme (Rodrik et al, 2002, Dollar et Kraay, 2003, entre autres), à savoir, la qualité des institutions, l'intégration économique et l'emplacement géographique. En ce qui concerne les pays riches en ressources naturelles, d'autres mécanismes explicatifs de la croissance sont également identifiés.

Tout d'abord, Sachs et Warner (1995, 1997) soutiennent que les pays riches en ressources naturelles sont généralement victimes de processus prolongés de désindustrialisation (Syndrome hollandais ou Dutch disease). En effet, l'expansion des revenus issus du secteur intensif en ressources naturelles, suite à la découverte d'un gisement ou d'une augmentation du prix international, se traduit premièrement, en une appréciation réelle de la monnaie locale et deuxièmement, provoque une éviction des activités de production du secteur des biens échangeables, supposé être hautement productif et innovateur, vers le secteur des biens non-échangeables, peu productif et peu innovateur ; le résultat final étant un ralentissement de la croissance. De même, Sala-i-Martin et Subramanian (2003) abordent le problème de la variabilité des prix internationaux et la sur-appréciation du taux de change comme éléments pénalisant la croissance dans les pays riches en ressources naturelles. D'autre part, Isham et al. (2003) signalent que l'existence de ressources naturelles abondantes sous le contrôle de l'Etat peut affecter négativement la qualité des institutions à travers l'effet de la maximisation des rentes, à savoir, les bénéfices provenant de la vente dans les marchés internationaux d'un facteur non produit. Dans ce cas la propension à taxer les individus est moins importante, ce qui se traduit d'un côté, en un affaiblissement des moyens de contrôle des populations et d'un autre côté en une perte d'incitation des individus à surveiller et contrôler

l'utilisation des fonds publics. Dans ce sens, Mehlum et al. (2006) démontrent que lorsque le cadre institutionnel est faible, l'abondance de ressources naturelles pénalise la croissance, dans la mesure où elle favorise l'appropriation des rentes et le développement d'activités peu productives. De même, Olsson (2007) soutient que cet impact négatif des richesses naturelles sur la croissance s'explique par un effet d'éviction du travail du secteur formel vers le secteur d'exploitation des ressources, distorsion qui s'amplifie en présence d'institutions faibles. Par ailleurs, Collier et Hoeffler (2002) font également référence au danger de guerre civile induit par l'existence de revenus issus de l'exploitation publique de matières premières.

Dans le cas du Venezuela, Rodríguez et Sachs (1999) soutiennent que l'évolution plutôt décevante de l'économie nationale est due à une suraccumulation de capital induite par l'abondance de ressources non renouvelables telle que le pétrole ; en d'autres mots, les pays riches en ressources naturelles investiraient au-delà de leurs possibilités en courte période, ce qui se traduirait dans le long terme, une fois la ressource épuisée, en un ajustement négatif ou une convergence vers l'état stationnaire par le haut (décroissance).

#### - Le rôle des institutions

En relation à l'importance des institutions, North (1981) suppose que les décisions économiques et politiques des individus dépendent de leur idéologie ainsi que des incitations créées par les institutions existantes. Le changement des institutions dépend à son tour des variations dans les prix relatifs et les préférences, qui changent elles-mêmes, en fonction des institutions déjà en place. Ainsi les changements institutionnels n'entraînent pas, *a priori*, des institutions plus efficaces, en termes de promotion de la croissance économique, étant donné qu'elles sont au service des groupes possédant le plus grand pouvoir de négociation (North, 1990). Dans ce sens, les institutions peuvent être définies, d'après North (1990), comme un ensemble de contraintes formelles (constitutions, lois, droits de propriété) et informelles (coutumes, traditions, codes de conduite) établies par les individus pour réguler leurs rapports politiques économiques et sociaux. Elles sont créées afin d'ordonner et réduire l'incertitude dans les échanges. De même, il définit l'idéologie comme un ensemble de croyances subjectives, partagées par un groupe d'individus, utilisées pour interpréter l'entourage politique économique et social.

Les institutions changent alors, à cause de variations dans les prix relatifs et de modifications dans les préférences des individus. D'une part, les changements dans les prix relatifs sont provoqués par l'action des individus et des organisations qui essayent de profiter des opportunités créées par les institutions. D'autre part, les préférences sont modifiées grâce aux changements idéologiques dérivés des variations des prix relatifs et de l'accumulation de nouvelles connaissances difficiles à interpréter avec les idéologies existantes.

Récemment, Acemoglu et al. (2004) ont proposé une vision complémentaire du rôle des institutions dans le processus de croissance. Ainsi à la base, nous retrouvons en tant que piliers fondamentaux du cadre institutionnel, les institutions politiques (type de gouvernement, contraintes sur les politiques et les élites) et la distribution des ressources (richesse, capital physique, capital humain), qui à leur tour déterminent le pouvoir politique. Ce dernier se désagrège à la fois en pouvoir *de jure* ou pouvoir institutionnel et pouvoir *de facto* ou pouvoir lié à la possibilité de regroupement des individus afin de mener des actions de protestation ou de révolte dans le but d'imposer leur volonté sur la société. Ces deux sources de pouvoir politique influencent par la suite le choix des institutions économiques, de même que l'évolution future des institutions politiques. Finalement, les institutions économiques définissent directement la performance productive et la distribution des ressources.

Dans ce cadre théorique, le bouleversement institutionnel se matérialise, à travers l'émergence de conflits sociaux, lorsque des changements significatifs ont lieu dans la distribution du pouvoir politique. Ainsi l'ampleur de la transformation du processus de partage de la richesse d'une société donnée, soit à travers l'enrichissement d'un secteur spécifique ou au contraire à travers l'appauvrissement de la majorité, déterminera l'étendue des changements institutionnels, aussi bien économiques que politiques. En d'autres termes, les institutions ne sont pas forcément efficaces dans la mesure où le gagnant ne peut pas s'engager de façon crédible à compenser la perte des vaincus en cas de transformation Pareto-optimale.

#### - Le cas vénézuélien

Avant d'entamer la discussion sur l'évolution institutionnelle du pays, il est important de porter un regard sur les principales caractéristiques des politiques économiques menées, le lien entre institutions politiques et institutions économiques étant indéniable. En relation aux

politiques économiques menées au Venezuela, Hausmann (1990) fait référence à trois grandes règles qui ont permis une expansion soutenue du PIB jusqu'aux années soixante-dix, à savoir :

- le maintien d'un taux de change fixe
- l'existence de taux d'intérêts fixes
- un budget public équilibré

A cet effet, dans un contexte où le cours mondial du pétrole demeurait assez bas et invariant, où les accords de *Bretton Woods* favorisaient la stabilité financière internationale, où le gouvernement central vénézuélien n'encourait pas de déficits très importants, la mise en place d'un système de taux de change fixe et de taux d'intérêts fixes semblait tout à fait viable et cohérent. Ainsi la stabilité des prix a permis le maintien du niveau de vie des individus et facilité la prise de décisions des agents, spécialement en matière de contrats de moyen et long terme.

De même, la stratégie de développement suivie par les autorités au pouvoir comportait trois aspects fondamentaux : l'exploitation du pétrole en tant que levier économique, l'exécution d'importants projets d'infrastructure et d'industrialisation, l'adoption de mesures de substitution d'importations. Dans ce sens, la hausse du prix du pétrole et la facilité d'accès aux marchés financiers internationaux ont permis, dans un premier temps, la mise en œuvre du programme de développement.

Cependant, la fin de *Bretton Woods* en 1971, la crise de stagflation dans les pays industrialisés, la hausse des taux d'intérêts mondiaux et la plus grande volatilité du prix international du pétrole, sans compter les distorsions introduites par les politiques de substitution d'importations, ont sérieusement limité la marge de manoeuvre du gouvernement central en matière économique vers la fin des années soixante-dix et le milieu des années quatre-vingt.

La variabilité du cours du pétrole, la forte incidence de celui-ci sur les dépenses publiques et les déséquilibres budgétaires chroniques ont amplement contribué à la hausse de l'inflation, à la détérioration des salaires réels et aux différentes crises de change survenues au pays. Des limitations structurelles qui de nos jours sont toujours présentes, malgré certains

efforts d'ajustement inachevés, notamment vers la fin des années quatre-vingt et le milieu des années quatre-vingt-dix.

En relation à l'évolution récente des institutions, celle-ci est étroitement liée au rôle joué par les forces armées et au développement de l'activité pétrolière. En effet, depuis son indépendance en 1810 et jusqu'à la moitié du XX<sup>ème</sup> siècle, le pays fut dirigé par différents groupes militaires. Après des années de guerre civile et de nombreux conflits internes, l'arrivée au pouvoir par la force du général *Juan Vicente Gómez*, "le pacificateur", en 1908 marqua le début d'une période de stabilité relative<sup>30</sup>, durant laquelle une armée nationale, professionnelle et au service du gouvernement central et de la Constitution fut créée (1910). Par ailleurs, la découverte des premiers gisements de pétrole permettant une exploitation à grande échelle, vers le début des années vingt, de même que l'arrivée des multinationales étrangères entraînèrent le déclenchement d'un processus d'industrialisation et de transformation de l'économie vénézuélienne, jusque-là fondamentalement agricole.

En relation aux institutions, la fin des années trente et le début des années quarante furent caractérisés par l'allégeance des militaires au pouvoir central, toujours sous le contrôle de l'armée, et l'inclusion de droits politiques pour l'ensemble des citoyens dans la Constitution nationale. En relation à l'activité économique, durant cette période l'un des principaux gisements pétroliers du Venezuela fut découvert dans la région occidentale du pays (lac de Maracaibo), se traduisant en un afflux considérable de ressources vers le gouvernement central. En 1945 le rapprochement entre le principal parti politique de l'époque, l'Action Démocratique (AD), et un groupe de jeunes militaires mécontents, aboutit à un coup d'état et à la conformation d'une junte civico-militaire qui gouverna le pays jusqu'à la tenue des premières élections universelles, directes et secrètes, en décembre 1947 ; quelques mois plus tard le président démocratiquement élu *Rómulo Gallegos*, fut à son tour renversé par les forces armées.

Le 23 janvier 1958, le dernier des dictateurs militaires à diriger le pays, le général *Marcos Pérez Jiménez*, fut forcé de quitter le pouvoir, entraînant la réalisation d'élections libres et l'adoption d'une nouvelle Constitution en 1961. Durant plus de trente ans le Venezuela vécut

---

<sup>30</sup> Gómez restera au pouvoir jusqu'à sa mort en 1935. Son régime autoritaire fut caractérisé par une très grande violence envers ses opposants politiques.

une période de stabilité institutionnelle<sup>31</sup> caractérisée, d'un point de vue politique, par l'alternance au pouvoir des deux principaux partis de l'époque (AD et COPEI, Comité de l'Organisation Politique Electorale Indépendante), l'adhésion du pays en 1960, en tant que membre fondateur, à l'Organisation des pays Exportateurs de Pétrole (OPEP) et la nationalisation de l'industrie pétrolière en août 1975. D'un point de vue économique et social, malgré l'ampleur des ressources issues de l'exploitation du pétrole et l'effort de redistribution de l'Etat vénézuélien, la pauvreté, les inégalités et le mécontentement généralisé ne cessèrent de s'accroître.

Le 27 février 1989, suite à la mise en place d'un ensemble de mesures visant à corriger d'importants déséquilibres macroéconomiques, dans un contexte de contraction du prix mondial du pétrole, des violentes émeutes secouèrent la ville de Caracas. Trois années plus tard, le 4 février 1992 une tentative de coup d'état menée par le commandant *Hugo Chávez* bouleversa définitivement les institutions existantes. Ainsi en 1998, *Chávez* fut élu démocratiquement président de la république et adopta par la suite une nouvelle Constitution. Il dut néanmoins faire face, à son tour, à une tentative de coup d'état menée par les militaires en avril 2002.

En suivant l'approche institutionnelle préalablement évoquée [North 1981, 1990 ; Acemoglu et al. 2004], deux grands moments de rupture ou de changement sont identifiables au Venezuela :

- La fin de la dictature militaire et le début de la démocratie en 1958
- La tentative de coup d'état de 1992 et la remise en cause des institutions

En effet, les événements ayant eu lieu en 1958 peuvent être interprétés selon la perspective de North, comme étant le résultat d'un bouleversement très important dans les prix relatifs et les préférences des individus. D'une part, les prix relatifs ont changé dans la mesure où les bénéfices issus de l'extraction de pétrole à grande échelle ont accru les différences et les inégalités entre ceux au pouvoir, les militaires haut gradés, et le reste de la population, y compris les jeunes officiers. D'autre part, les préférences ont également été modifiées par des changements idéologiques issus premièrement, du mécontentement de la majorité de la société vénézuélienne face à l'appropriation d'un bien commun (le pétrole) par un groupe de privilégiés,

---

<sup>31</sup> Néanmoins, le président Betancourt (1959-1964) fut victime d'un attentat en 1960 et de deux tentatives de coup d'état en 1962. De même, durant les années soixante des mouvements armés d'extrême gauche virent le jour, ces groupes déposeront leurs armes suite à une loi d'amnistie promulguée par le président Caldera (1969-1974).

et deuxièmement, par l'assimilation de valeurs démocratiques, grâce aux activités clandestines des partis politiques, incompatibles avec le régime en place.

Ces événements peuvent également être analysés dans le contexte du conflit social, introduit par Acemoglu, Johnson et Robinson (AJR). Ainsi, avant que l'extraction de pétrole ne représente une source significative de richesse pour le Venezuela, le régime dictatorial en place et la distribution plus ou moins égalitaire de la richesse ont permis aux militaires de contrôler et maintenir la distribution du pouvoir politique (*de jure* ou institutionnel et *de facto* ou de rébellion). Cependant une fois que le pétrole est devenu un facteur déterminant de la richesse nationale, et que la distribution de cette dernière devenait de plus en plus inégalitaire, la distribution du pouvoir politique a été bouleversée. Même si les militaires contrôlaient encore le pouvoir *de jure*, le pouvoir *de facto* appartenait désormais à une majorité composée de contestataires du régime en place. Le résultat final est l'émergence de nouvelles institutions politiques en 1958.

En relation à la rupture institutionnelle survenue en 1992, l'approche de North permet d'associer le changement dans les prix relatifs à l'appauvrissement d'une grande partie de la population vénézuélienne et à l'accroissement considérable des inégalités, malgré l'existence d'importants moyens financiers sous le contrôle de l'Etat, issus de l'exploitation du pétrole. Cette détérioration du niveau de vie, accompagnée de nombreux scandales de corruption au niveau du gouvernement central, s'est traduite en un changement dans l'idéologie et les préférences des individus, notamment chez un secteur des forces armées. En d'autres mots, la société n'accordait aucune crédibilité aux institutions en place.

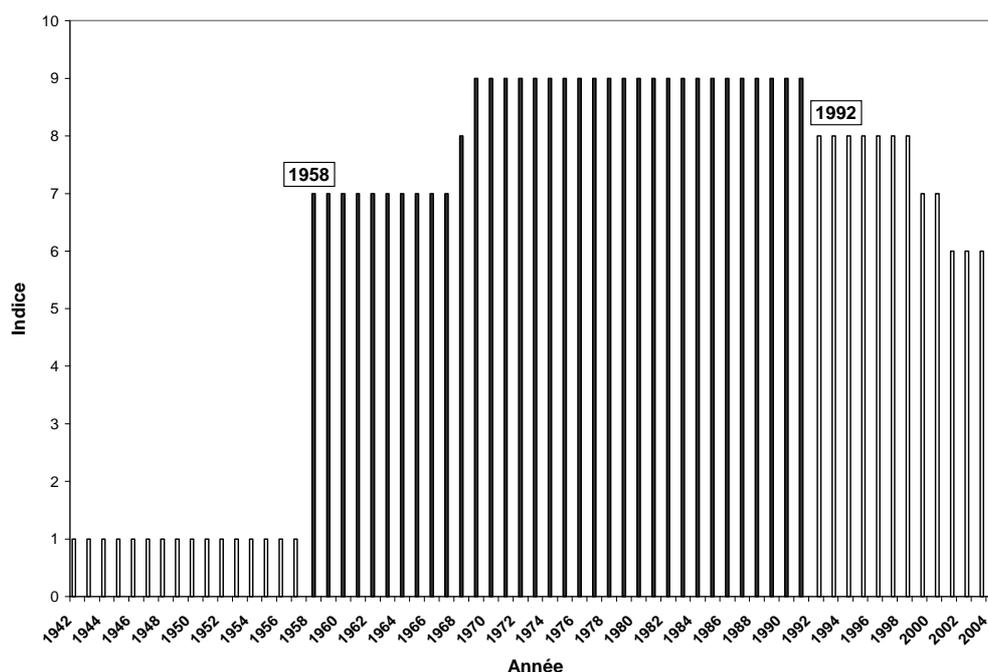
En référence au cadre conceptuel de AJR, l'année 1992 représente un bouleversement majeur dans la distribution du pouvoir. Après des années de relative stabilité institutionnelle, durant lesquelles le pouvoir politique était resté sous le contrôle des autorités civiles élues démocratiquement, le mécontentement généralisé, provoqué par des inégalités de plus en plus importantes, associées à la mauvaise redistribution de la richesse pétrolière, et la perception que les institutions en place ne répondaient plus aux besoins de la majorité, ont provoqué l'irruption des militaires par la force dans la vie politique du pays. Même si la tentative de coup d'état échoua, le pouvoir *de facto* n'était plus détenu par les autorités représentant le système en place, le processus de changement institutionnel était désormais enclenché.

En règles générales, le changement institutionnel au Venezuela est très lié à l'exploitation du pétrole, aux groupes qui le contrôlent et à la façon dont il est distribué. Les deux épisodes de rupture évoqués auparavant, sont fondamentalement induits par la redistribution inégalitaire de la richesse issue des activités pétrolières et le conflit social qui en découle, soit à travers des changements dans les prix relatifs et les préférences soit par des modifications dans la distribution du pouvoir.

Un aspect primordial du changement institutionnel vécu au Venezuela, est de savoir si ces bouleversements ont favorisé l'apparition de meilleures institutions. *A priori*, le passage d'une dictature à une démocratie, même si imparfaite, doit être considéré comme positif, surtout dans le cas d'un pays où les élections présidentielles se sont déroulées depuis plus de trente ans de façon pacifique. Néanmoins, les événements de 1992 démontrent l'existence d'un malaise social et renvoient à une détérioration progressive des institutions mises en place à la fin de la dictature en 1958 [Balza, 2002 ; Vera, 2004].

Nos propos sont illustrés dans le graphique IV.1 à l'aide d'un indicateur mesurant la qualité de la démocratie à travers le temps (variable *DEMOC* du Polity IV Project). Cette variable permet d'intégrer dans un seul indicateur trois aspects fondamentaux de la qualité démocratique des régimes politiques, à savoir, l'existence d'institutions à travers lesquelles les individus peuvent exprimer leur préférences en termes de politiques et de dirigeants ; l'existence de contraintes institutionnelles limitant le pouvoir de l'exécutif ; l'existence de libertés individuelles, notamment politiques. L'indicateur prend des valeurs allant de 0 (dictature) à 10 (démocratie totale).

Nous constatons l'importance des changements institutionnels identifiés auparavant, les années 1958 et 1992 représentant des épisodes de rupture. Notons également une amélioration de la qualité institutionnelle vers le début des années soixante-dix, période durant laquelle les mouvements armés de gauche déposèrent leurs armes. Pour terminer, à partir de 1992 nous assistons à l'affaiblissement continu de la démocratie, notamment vers la fin du siècle, lorsque l'adoption d'une nouvelle Constitution en 1999 fut suivie d'une tentative de coup d'état en avril 2002.

**Graphique IV. 1. Evolution institutionnelle et démocratique (1942-2004)**

Source: Polity IV Project, Marshall et Jagers (2004)

Portons notre attention maintenant sur le comportement des principaux agrégats macroéconomiques décrivant l'évolution du processus de croissance, face aux deux grands changements institutionnels survenus au Venezuela au cours des six dernières décennies.

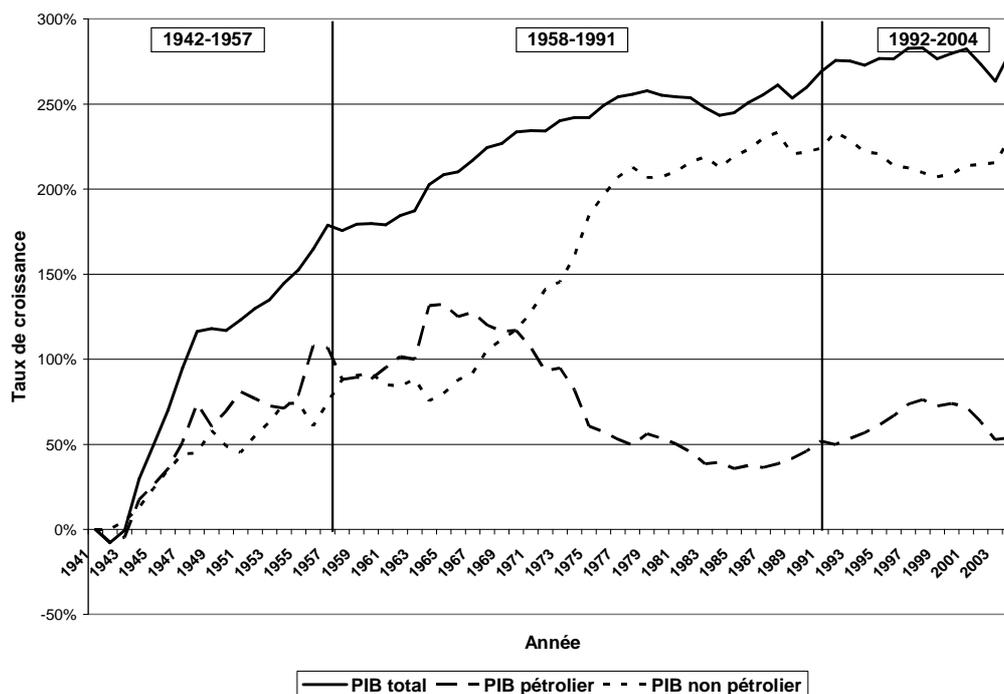
## II. Une croissance centrée sur la rente pétrolière

Depuis la découverte des premiers gisements de pétrole au début du XX<sup>ème</sup> siècle, l'économie vénézuélienne a connu une évolution marquée par l'existence d'une importante dualité dans les activités de production. D'un côté se trouve le secteur pétrolier, très intensif en capital, vulnérable aux fluctuations mondiales et, depuis le début des années soixante-dix, sous le contrôle de l'Etat. D'un autre côté, le secteur non pétrolier, où les lois du marché et l'initiative privée ont longtemps été à la base même des processus productifs.

Dans ce sens, le graphique IV.2 décrit l'évolution du PIB réel total et de ses deux grandes composantes. En premier lieu, nous constatons une forte accélération de la production totale durant la période de la dictature militaire, notamment grâce à la mise en place

d'importants projets d'infrastructure et à une conjoncture internationale favorable. Par contre les trois décennies de stabilité démocratique (1958-1991) sont marquées par une certaine stagnation ou ralentissement du taux de croissance du PIB total, et ceci malgré un accroissement assez important des activités dans le secteur non pétrolier. En ce qui concerne la croissance du secteur pétrolier, celle-ci connaît une rupture majeure vers le milieu des années soixante, période durant laquelle la première entreprise d'Etat dédiée à l'exploitation du pétrole est créée et le pays adhère à l'Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole; cette décroissance tend à s'accélérer au fil du temps, ainsi en 1985 le taux de croissance du secteur par rapport à l'année 1941 n'est que de 36% alors que vingt ans auparavant en 1965 ce même taux était proche de 130%.

**Graphique IV. 2. Produit intérieur brut total et par secteur d'activité (1942-2004)**



Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur

Les variables sont transformées en logarithmes et normalisées à zéro en 1941  
 Les PIB pétrolier et non pétrolier sont pondérés par leur poids relatifs dans le PIB total

A partir de 1992 le ralentissement de la production totale est beaucoup plus important malgré une légère reprise des activités dans le secteur pétrole, notamment à cause de la

contraction du secteur non pétrolier, qui atteint des niveaux d'activité comparables à ceux enregistrés en 1980.

Il semble évident que le ralentissement du taux de croissance du PIB réel, observé à partir de la fin des années soixante-dix (graphique IV.2), a été amorcé au début de la décennie par la contraction continue du secteur pétrolier et le ralentissement postérieur de l'activité productive dans le secteur non pétrolier. De même, nous constatons que cette contraction des activités liées au pétrole a entraîné une réduction progressive de sa contribution dans la production totale (tableau IV.1), passant de 48% pour la période 1942-1957 à 27% pour la période 1992-2004.

**Tableau IV. 1. Contribution sectorielle dans le PIB total**

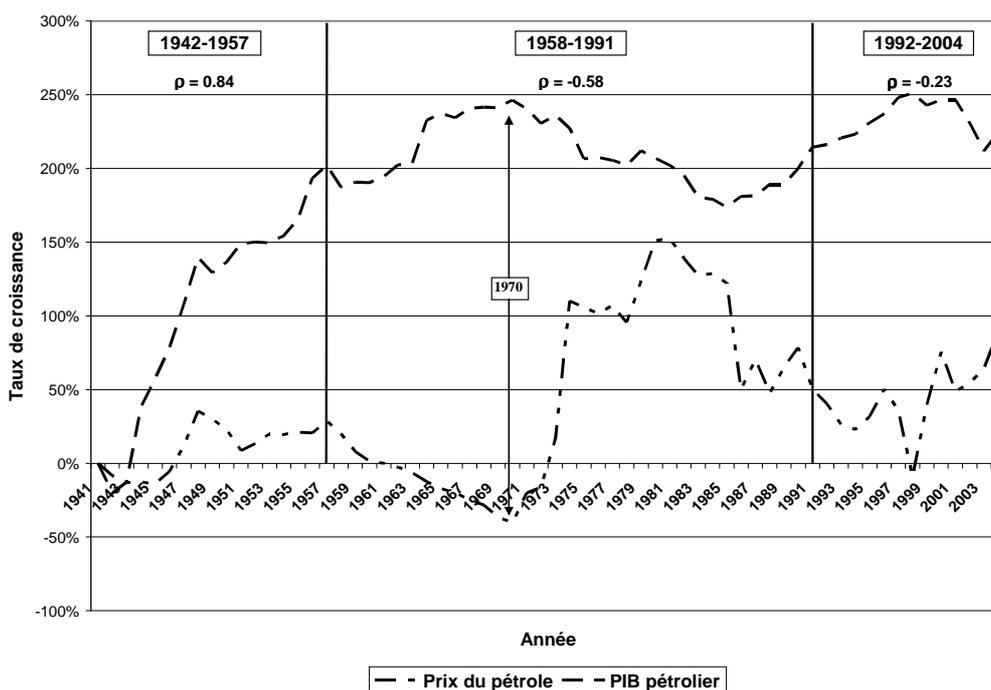
<b>Période</b>	<b>Secteur pétrolier</b>	<b>Secteur non pétrolier</b>
1942-1957	48%	52%
1958-1991	36%	64%
1992-2004	27%	73%

Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur

En regardant plus en détail l'évolution du PIB du secteur pétrolier et les fluctuations du prix réel du pétrole (graphique IV.3), nous observons que la réduction progressive de la production dans le secteur, débutée en 1970, est suivie de très près par une augmentation soutenue de son prix dans les marchés internationaux ; en correspondance avec les politiques de défense du prix du pétrole menées par les pays membres de l'OPEP (coefficient de corrélation significatif et égal à -0.58).

A contrario, avant la nationalisation des hydrocarbures au début des années soixante-dix, la stratégie menée par les multinationales et les investisseurs privés visait plutôt l'accroissement de la production (coefficient de corrélation significatif et égal à 0.84), tel fut également le cas durant la période 95-97, lors d'une ouverture partielle du secteur en question aux capitaux internationaux.

**Graphique IV. 3. Evolution de la production et du prix réel du pétrole (1942-2004)**



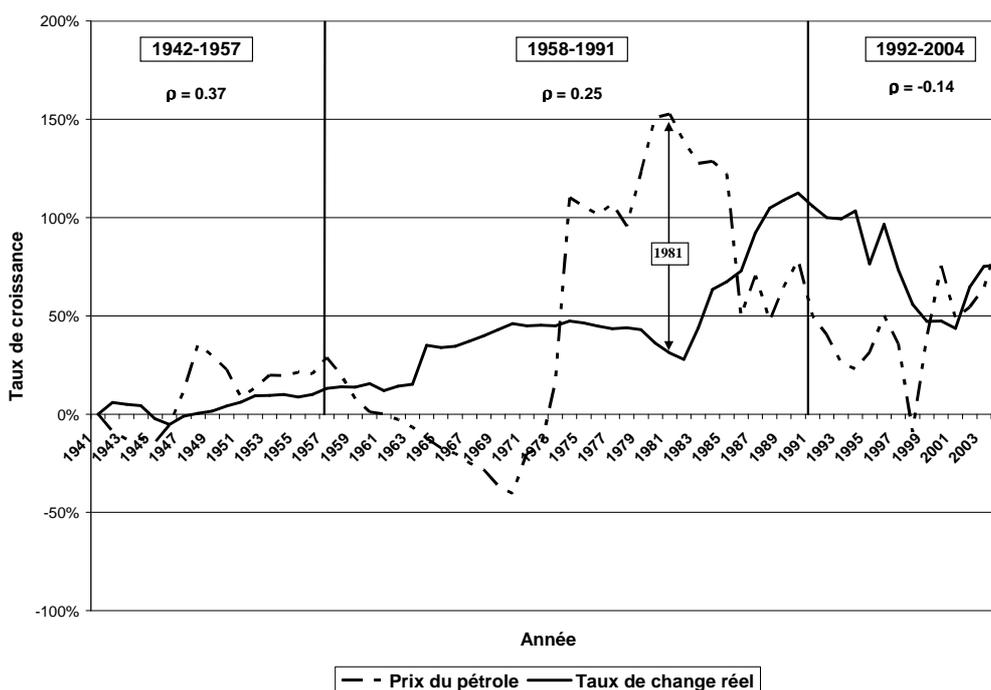
**Sources:** Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur

Les variables son transformées en logarithmes et normalisées à zéro en 1941

Un autre agrégat macroéconomique étroitement lié aux fluctuations du prix du pétrole est le taux de change réel. En ce qui concerne les régimes de taux de change mis en place au pays, le Venezuela adopta un régime fixe qui demeura assez stable jusqu'en 1982, à partir de ce moment des dévaluations continues se succédèrent et des régimes plus ou moins flexibles furent partiellement suivis (crawling peg, flexibilité parfaite, flexibilité administrée et actuellement contrôle de change).

Dans ce sens, à partir du graphique IV.4, nous constatons une première dépréciation du taux de change réel au début des années soixante lors d'un écroulement considérable du prix du pétrole, ainsi qu'une certaine stabilisation, voir même une appréciation de la monnaie nationale, lors de la forte hausse des prix au milieu des années soixante-dix. A partir de 1981, la chute continue du prix mondial du pétrole et la subséquente réduction des recettes fiscales poussa les autorités à dévaluer progressivement la monnaie nationale jusqu'au début des années quatre-vingt-dix.

**Graphique IV. 4. Evolution du taux de change réel et du prix du pétrole**



**Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur**

Les variables sont transformées en logarithmes et normalisées à zéro en 1941  
 Taux de change réel = (taux de change nominal X IPC Etats-Unis) / (IPC Venezuela)  
 Une augmentation (diminution) du taux de change réel indique une dépréciation (appréciation) réelle

Par opposition, la période de plus grande instabilité politique (1992-2004) est caractérisée par une appréciation réelle du bolivar, provoquée par les mesures d'ancrage du taux de change nominal visant à contrecarrer la hausse très marquée des prix enregistrée vers le milieu des années quatre-vingt-dix (taux d'inflation de 103.2% en 1996), alors que le prix du pétrole ne cessait de décroître. Cette évolution, à première vue paradoxale, s'explique par le programme d'ajustement du gouvernement *Caldera* (1993-1998, deuxième mandat): *La Agenda Venezuela*, dans lequel une restructuration des finances publiques, du système financier et du système de change visait à rétablir les principaux équilibres macroéconomiques.

Une question fondamentale est celle de l'existence de syndrome hollandais, tel qu'avancé par une grande partie de la littérature sur les pays riches en ressources naturelles. Dans le cas du Venezuela, cette hypothèse semble difficilement expliquer dans son ensemble le processus de croissance suivi par le pays. Premièrement, le ralentissement de l'économie vénézuélienne n'a eu lieu qu'après des années de croissance, justement centrée sur l'exploitation pétrolière. Deuxièmement, les augmentations du prix du pétrole ne se traduisent

pas, *a priori*, en une appréciation de la monnaie nationale (graphique IV.4, corrélations positives ou peu significatives), à l'exception du début des années quatre-vingt. Troisièmement, tel que signalé par Pineda et Sáez (2004), la réduction des activités productives dans le secteur pétrolier au milieu des années quatre-vingt (graphique IV.2) n'a pas entraîné une expansion du secteur non pétrolier des biens échangeables.

En règles générales, l'évolution de la croissance au Venezuela durant la période 1942-2004 est caractérisée par les éléments suivants:

- Augmentation soutenue des activités dans le secteur non pétrolier de 1942 jusqu'à la récession de la fin des années soixante-dix.
- Maximisation de la rente pétrolière basée sur la défense des prix internationaux et la dépréciation de la monnaie nationale à partir de l'instauration de la démocratie et de l'adhésion du pays à l'OPEP, tel qu'illustré par la diminution observée dans le niveau de production du secteur pétrole.
- Détérioration accélérée de l'activité productive après les événements sociopolitiques de 1992.

En vue du cadre institutionnel changeant et des implications, *a priori*, observées sur l'ensemble de l'économie, nous enrichissons notre analyse en portant maintenant un regard plus formel sur l'évolution et les sources de la croissance au Venezuela. Dans la prochaine section notre démarche s'amorce par la formalisation théorique et le calcul comptable de la productivité globale des facteurs (PGF).

### **III. Les sources de la croissance dans un contexte de changement institutionnel**

- Méthode

La Productivité Globale des Facteurs se base, sous sa forme la plus élémentaire, sur les fondements conceptuels derrière l'identité comptable du Produit Intérieur Brut (PIB). Elle a été introduite, d'après Griliches (1995), par Copeland en 1937 dans son ouvrage "Concepts of

*National Income*'' , puis estimée à l'appui d'une fonction de production de type Cobb-Douglas (avec des pondérations fixes) par Tinbergen en 1942. Il a fallu attendre Solow (1957) pour qu'elle soit théoriquement formalisée. En effet, en partant d'une fonction de production générale à rendements d'échelle constants avec pleine utilisation des facteurs de production, telle que :

$$Q_t = F(Z_t, K_t, L_t) \quad (1)$$

$Q_t$  = quantité produite à la période t

$Z_t$  = technologie à la période t

$K_t$  = stock de capital à la période t

$L_t$  = quantité de travail à la période t

En supposant également que la technologie est exogène (neutre au sens de Hicks), l'équation (1) devient :

$$Q_t = Z_t F(K_t, L_t) \quad (2)$$

Puis en la différenciant par rapport au logarithme, on trouve :

$$\frac{\dot{Q}_t}{Q_t} = \left( \frac{\dot{Z}_t}{Z_t} \right) + \left( \frac{F_{K_t} K_t}{Q_t} \right) \left( \frac{\dot{K}_t}{K_t} \right) + \left( \frac{F_{L_t} L_t}{Q_t} \right) \left( \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right) \quad (3)$$

Le taux de croissance de la production n'est rien d'autre que la somme des taux de croissance des facteurs, pondérés par leurs élasticités de production, et du taux de croissance de la technologie. Cependant ces élasticités ne sont observables que si l'on suppose que les facteurs sont rémunérés à leur productivité marginale:

$$F_{K_t} = \text{productivité marginale du capital} = \frac{r_t}{P_t}$$

$$F_{L_t} = \text{productivité marginale du travail} = \frac{w_t}{P_t}$$

Dans ce cas l'équation (3) devient :

$$\frac{\dot{Q}}{Q_t} = \left( \frac{\dot{Z}}{Z_t} \right) + S_{K_t} \left( \frac{\dot{K}}{K_t} \right) + S_{L_t} \left( \frac{\dot{L}}{L_t} \right) \quad (4)$$

$S_{K_t}$  = part du capital dans le revenu total

$S_{L_t}$  = part du travail dans le revenu total

Ainsi le résidu de Solow ou le taux de croissance de la PGF est donné par :

$$R_t = \frac{\dot{Q}}{Q_t} - S_{K_t} \left( \frac{\dot{K}}{K_t} \right) - S_{L_t} \left( \frac{\dot{L}}{L_t} \right) \quad (5)$$

La croissance de la production qui ne peut être expliquée par l'accroissement des facteurs de production, à savoir, le déplacement de la fonction de production pour un niveau donné d'intrants.

Empiriquement, la production est représentée par le PIB ou la Valeur Ajoutée, le facteur travail par la force de travail ou le nombre d'heures travaillées, et le facteur capital par une mesure réelle du stock de capital. A ce niveau, la principale difficulté rencontrée réside dans la façon de mesurer les facteurs.

En relation au capital, une mesure idéale de celui-ci devrait porter sur le flux, en heures, des services employés dans le processus de production. Cependant, puisque généralement ce type d'information n'est pas disponible au niveau agrégé, une approche alternative basée sur l'évolution de la formation brute de capital fixe est employée, il s'agit de la méthode des inventaires permanents. Soit :

$$K_{t+1} = K_t + I_t - \partial K_t \quad (6)$$

$K_t$  est le stock de capital physique au temps  $t$ ,  $I_t$  est l'investissement brut au temps  $t$  et  $\partial$  représente le taux de dépréciation du capital.

Après quelques manipulations l'équation (6) peut s'écrire :

$$K_0 = \left( \frac{1+g}{g+\partial} \right) I_0 \quad (7)$$

Le stock de capital initial est fonction du taux de croissance de l'investissement ( $g$ ), du taux de dépréciation et de l'investissement brut initial.

A l'aide des équations (6) et (7) il est donc possible de mesurer le stock de capital dans le temps, cette méthode suppose néanmoins, le choix parfois difficile, d'un taux de dépréciation ainsi que l'adoption d'un taux d'investissement constant<sup>32</sup>. De même elle n'intègre pas les changements qualitatifs du capital. En ce qui concerne le facteur travail, celui-ci devrait être mesuré en termes d'heures totales travaillées pour une période donnée, mais une fois de plus le manque d'information statistique, surtout dans le cas de PED, oblige à utiliser une proxy telle que la force de travail.

#### - Données et résultats

Les données employées proviennent de trois sources différentes : les statistiques historiques vénézuéliennes calculées par Baptista (1997), les séries historiques de la Banque Centrale du Venezuela (B.C.V), les séries historiques de l'Institut National des Statistiques (I.N.E). Les séries concernant le stock de capital, calculées par Baptista, ne sont disponibles que jusqu'en 1994. Une mise à jour (1995-2004) à partir des données de la B.C.V, notamment en ce qui concerne la formation brute de capital fixe, a été effectuée en utilisant la méthode des inventaires permanents (équations 6 et 7).

La productivité globale des facteurs est calculée à partir de l'équation (5). Nous supposons l'existence d'une fonction de production à rendements d'échelle constants, de même que l'égalité entre rémunération des facteurs et productivité marginale. Les élasticités de production sont donc égales à la contribution de chaque facteur dans l'activité économique<sup>33</sup>.

Le tableau IV.2 montre les résultats obtenus à partir du calcul comptable des sources de la croissance en employant les valeurs agrégées des variables, de même que les valeurs par travailleur effectif<sup>34</sup>.

La période de la dictature militaire est caractérisée par un fort accroissement des facteurs, particulièrement le capital, et de leur productivité globale. Par contre, durant les trois

---

<sup>32</sup> Généralement il s'agit du taux d'investissement moyen de la période d'étude.

<sup>33</sup> Les élasticités moyennes de production employées dans notre analyse proviennent de Clemente (2002).  $S_K=0.62$ ,  $S_L=0.38$ .

<sup>34</sup> Récemment, Arreaza et Pedauga (2006) entament une analyse très détaillée de la PGF au Venezuela, dans laquelle une désagrégation par secteurs d'activités est effectuée, les auteurs corrigent également le stock capital par son taux d'utilisation et la force de travail par une mesure de capital humain. Nos résultats demeurent néanmoins cohérents avec les principales tendances observées par ces auteurs.

décennies de stabilité politique, la stagnation observée dans la production s'accompagne d'un certain ralentissement dans le taux de croissance du stock de capital et notamment d'une régression dans la productivité globale des facteurs. Après 1992, la contraction du capital s'accroît et bien que la PGF augmente légèrement, elle demeure toujours négative.

**Tableau IV. 2. Décomposition de la croissance (1942-2004)**

Variable	1942-2004	1942-1957	1958-1991	1992-2004
$Y_t = Z_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$				
PIB	4.88%	12.37%	2.80%	1.10%
Stock de capital	4.56%	9.05%	4.20%	-0.01%
Force de travail	3.98%	3.68%	4.12%	3.96%
PGF	0.53%	5.05%	-1.24%	-0.38%
$\frac{Y_t}{L_t} = Z_t \left( \frac{K_t}{L_t} \right)^\alpha$				
PIB/L	0.93%	8.46%	-1.21%	-2.73%
Stock de capital/L	0.60%	5.18%	0.12%	-3.78%
PGF	0.53%	5.05%	-1.24%	-0.38%

Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur

La contribution des facteurs et de la PGF à la croissance est illustrée dans le tableau IV.3. Dans ce cas les taux de croissance des facteurs et de la productivité globale sont divisés par le taux de croissance du PIB, en pondérant par les élasticités de production.

**Tableau IV. 3. Contribution des facteurs et de la PGF à la croissance (1942-2004)**

Variable	1942-2004	1942-1957	1958-1991	1992-2004
Stock de capital	58.03%	46.51%	88.97%	-0.68%
Force de travail	31.02%	11.61%	53.54%	134.41%
PGF	10.95%	41.88%	-42.51%	-33.74%
Stock de capital/L	41.12%	38.87%	-6.48%	86.11%
PGF	58.88%	61.13%	106.48%	13.89%

Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur

Durant la dictature militaire, 46% de la croissance s'explique par l'augmentation du stock de capital, alors que la productivité des facteurs représente 42% de celle-ci, lorsque les valeurs agrégées sont considérées. Par contre, lorsque la décomposition de la croissance est effectuée en pondérant par la force de travail, nous constatons que la PGF l'emporte sur le capital par travailleur effectif. Le ralentissement de la production enregistré tout au long de la période démocratique correspond à la réduction de la PGF, dont les contributions respectives sont de 42% et 106%, selon la fonction de production employée; notons que l'accumulation de capital, même si elle est moins importante, se traduit en une contribution positive à la croissance. En relation à la période d'instabilité politique, la chute de la productivité des facteurs contribue considérablement à la stagnation du PIB agrégé. Néanmoins, dans le cas de la production par travailleur, la décroissance observée correspond majoritairement à une très forte contraction du ratio K/L. Bien entendu, ce dernier résultat s'explique par la stagnation du stock de capital, voir même par la décapitalisation de l'économie nationale, dans un contexte de croissance soutenue de la force de travail.

En règles générales de 1942 à 1957 la forte croissance de la production est centrée sur l'accroissement très significatif du stock de capital et de la productivité des facteurs. Par la suite, à partir de 1958 et jusqu'en 2002 nous assistons à un ralentissement continu qui prend de l'ampleur au début des années quatre-vingt-dix. En effet, l'argument associé à une surconsommation provoquée par l'existence d'abondantes ressources naturelles, avancé par Rodríguez et Sachs (1999), semble être corroboré : la convergence vers l'état stationnaire a lieu par "le haut", impliquant une réduction progressive de la production agrégée.

La stagnation observée dans l'accumulation de capital (tableau IV.2) s'explique, *a priori*, par une diminution de l'investissement privé et public, associée aux fluctuations du prix du pétrole, à la conjoncture financière internationale moins favorable durant les années quatre-vingt et aux politiques de maximisation de la rente pétrolière par les prix, qui par définition pénalisent l'activité de production et l'accumulation de facteurs. Malheureusement, à cette réduction factorielle vint s'ajouter une plus grande inefficacité dans l'utilisation des facteurs qui amplifia les effets négatifs sur la croissance. A partir de 1992 le ralentissement est encore plus marqué, l'instabilité politique accompagnant la diminution très importante de la PGF explique, *a priori*, la situation observée.

Remarquons que pour l'ensemble de la période d'analyse (1942-2004), la croissance du PIB s'explique à près de 60% par l'accumulation de capital, alors que la productivité des facteurs ne représente que 11%, lorsque nous utilisons les valeurs agrégées (tableau IV.3) ; Cette situation est différente quand les variables transformées sont considérées, résultat qui s'explique par la contraction très importante du stock de capital par travailleur.

Jusqu'à présent l'analyse s'est naturellement centrée sur le long terme ; en effet, l'accumulation factorielle, la productivité globale et le changement institutionnel sont supposés évoluer très lentement dans le temps. Néanmoins ces changements ont également des impacts très significatifs dans le court terme, aussi bien sur la formulation et la mise en place de politiques économiques, que sur le comportement et la prise de décisions des agents. Ainsi dans la prochaine section nous abordons de façon alternative la problématique de la croissance et des ruptures sociopolitiques au Venezuela dans une optique de court et moyen terme, à l'aide d'outils issus de l'analyse des cycles.

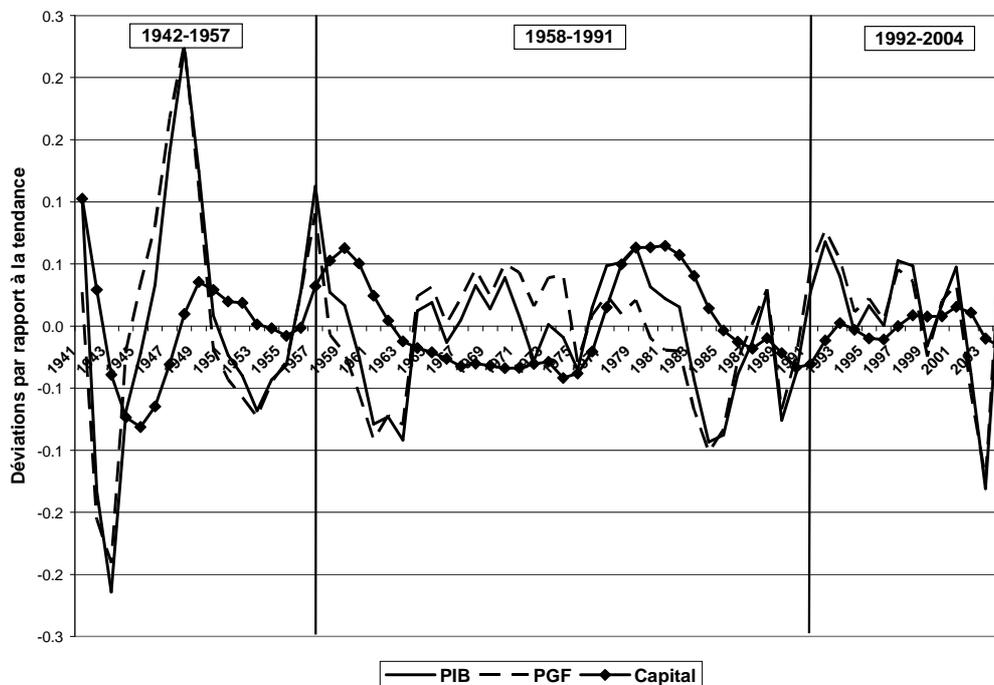
#### **IV. Fluctuations cycliques et changement institutionnel**

Dans un premier temps nous procédons à l'extraction, à travers le filtre statistique de Hodrick et Prescott (1980), des composantes cycliques du PIB et du PIB par travailleur, ainsi que de leurs principaux facteurs explicatifs : la productivité globale des facteurs, le capital et le capital par travailleur. Les séries ainsi obtenues sont illustrées dans les graphiques IV.5 et IV.6.

Nous observons une symétrie assez remarquable, en ce qui concerne le co-mouvement des composantes cycliques des variables; notons également l'existence d'importantes similitudes, en termes d'ampleur des fluctuations, entre la production brute et la productivité globale des facteurs. De même, nous constatons que les déviations négatives du PIB et du PIB par travailleur sont plus significatives, lors des épisodes de diminution du prix du pétrole (à comparer avec le graphique IV.4). On observe cette situation par exemple au début des années quarante, et au milieu des années quatre-vingt, périodes durant lesquelles la chute de la composante cyclique de la production pouvait respectivement représenter jusqu'à 20% et 10% de déviation par rapport à la tendance de long terme, confirmant une fois de plus, la

vulnérabilité de l'économie vénézuélienne. Enfin, remarquons que les phases d'expansion du PIB semblent être moins importantes en valeur absolue que celles de contraction.

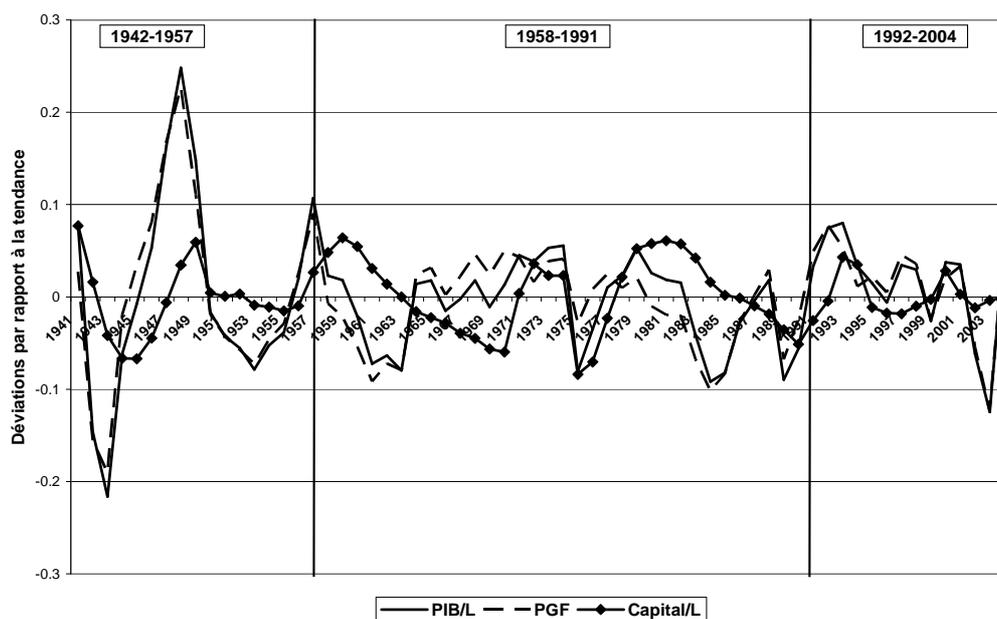
**Graphique IV. 5. Composantes cycliques : PIB, PGF et capital (1942-2004)**



Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur

Le paramètre de lissage ( $\lambda$ ) du filtre HP est fixé à 100

**Graphique IV. 6. Composantes cycliques : PIB/L, PGF et capital/L (1942-2004)**



Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur

Le paramètre de lissage ( $\lambda$ ) du filtre HP est fixé à 100

Regardons maintenant plus en détail certains faits stylisés du cyclique. A cet effet, nous portons notre attention sur l'existence de co-mouvement dans les séries, ainsi le tableau IV.4 présente le niveau de corrélation contemporaine des composantes cycliques de la PGF, du capital et du capital par travailleur avec le PIB et le PIB par travailleur effectif.

Premièrement nous constatons une très importante synchronisation entre la productivité des facteurs et le PIB tout au long de la période d'étude. Cette dernière étant d'autant plus significative après la tentative de coup d'Etat de 1992. En ce qui concerne la corrélation de la composante cyclique du capital avec celle de la production, nous assistons à une réduction progressive à travers le temps du degré de co-mouvement, jusqu'à atteindre une relation complètement acyclique durant la période de plus grande instabilité. Bien entendu ces résultats partiels ne permettent pas de confirmer ou d'infirmer l'existence de causalité entre la PGF, le stock de capital et le PIB, néanmoins il semble évident qu'*a priori* la productivité des facteurs est très étroitement liée aux changements cycliques du PIB.

**Tableau IV. 4. Corrélations contemporaines (1942-2004)**

<b>Variable</b>	<b>1942-2004</b>	<b>1942-1957</b>	<b>1958-1991</b>	<b>1992-2004</b>
Stock de Capital-PIB	0.18	0.23	0.19	0.09
Stock de Capital/L-PIB/L	0.33	0.48	0.29	0.38
PGF-PIB	0.94	0.97	0.83	0.98
PGF-PIB/L	0.95	0.99	0.84	0.98

**Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur**

Composantes cycliques dérivées à partir du filtre HP ( $\lambda=100$ )

Passons maintenant à l'analyse de la volatilité des composantes cycliques des variables d'intérêt (tableau IV.5). Dans le cas de la production brute nous observons une volatilité très importante durant la période de la dictature militaire, pour ensuite retrouver des valeurs inférieures à la moyenne de notre échantillon, lors des phases de démocratie et d'instabilité sociopolitique.

En ce qui concerne la volatilité de court terme du stock de capital, nous remarquons que cette dernière est en moyenne deux fois moins importante que celle du PIB, affichant également une diminution progressive dans le temps.

**Tableau IV. 5. Volatilité des composantes cycliques (1942-2004)**

<b>Variable</b>	<b>1942-2004</b>	<b>1942-1957</b>	<b>1958-1991</b>	<b>1992-2004</b>
PIB	0.0671	0.1088	0.0443	0.0527
PIB/L	0.0723	0.1191	0.0454	0.0570
Stock de Capital	0.0336	0.0388	0.0370	0.0103
Stock de Capital/L	0.0363	0.0346	0.0419	0.0201
PGF	0.0683	0.1104	0.0452	0.0535

**Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur**

Composantes cycliques dérivées à partir du filtre HP ( $\lambda=100$ )  
La volatilité est mesurée par l'écart-type de chacune des séries

De même, nous constatons que la productivité globale des facteurs est dans l'ensemble plus volatile que la production agrégée, mais moins volatile que la production par travailleur, atteignant des valeurs maximales durant la dictature militaire et après les événements de 1992. Finalement, en règles générales nous observons que la période de stabilité sociopolitique (1958-1991) représente également une période de relative stabilité économique.

Les résultats dérivés réaffirment dans le cas du Venezuela le rôle central de la PGF dans le court et moyen terme, en tant que facteur indispensable à la croissance ; d'autre part, les asymétries observées en termes de co-mouvement et de volatilité, selon que la période démocratique ou les épisodes de restriction des libertés sont considérées, semblent également corroborer l'importance des institutions et du changement institutionnel dans l'évolution conjoncturelle de l'économie vénézuélienne.

Dans la prochaine section nous approfondissons davantage notre analyse, en intégrant dans un même cadre conceptuel les institutions, ainsi que les facteurs explicatifs de la croissance.

## **V. Le rôle des institutions : une approche en équilibre général stochastique**

Dans les sections précédentes nous avons établi trois résultats principaux. Premièrement, la croissance de long terme au Venezuela, est centrée en grande partie sur

l'accumulation de capital. Deuxièmement, dans le court terme, la PGF joue un rôle primordial et plutôt positif vis-à-vis de la croissance. Troisièmement, les institutions, notamment la détérioration de la qualité institutionnelle à partir de 1992, semblent être corrélées avec la performance, plutôt décevante, de l'économie nationale (réduction progressive et soutenue du stock de capital, plus grande volatilité du PIB et de la productivité des facteurs). Ces observations empiriques sont-elles compatibles et cohérentes d'un point de vue théorique ? Si tel est le cas, quels sont les mécanismes à travers lesquels l'accumulation de capital, la PGF et les institutions interagissent ? L'abondance de ressources naturelles est-elle alors une bénédiction ou une malédiction ? En ce qui suit nous essayons d'apporter quelques éléments de réponse.

- Hypothèses et modèle

Notre démarche s'est, jusque-là, basée sur deux visions complémentaires ; d'une part, le long terme et l'approche comptable du résidu de Solow et d'autre part, le court terme et les fluctuations cycliques. L'étape à franchir consiste à incorporer ces deux approches dans un même cadre analytique, à cet effet, la modélisation en équilibre général dynamique et stochastique représente l'outil approprié.

Dans ce sens, notre modèle vise à reproduire les principales caractéristiques cycliques de court et de long terme de l'économie vénézuélienne, tout particulièrement en ce qui concerne le PIB par travailleur et le stock de capital par travailleur. Ainsi, nous partons du modèle de base de cycle réel d'une petite économie fermée [Kydland et Prescott, 1982], dans lequel, le ménage représentatif a une durée de vie infinie et maximise son utilité sous contrainte budgétaire. Les firmes font face à des coûts d'ajustement quadratiques [Bruno et Portier, 1995], louent le capital et le travail aux ménages et produisent un seul bien homogène qui peut être investi ou consommé. Il existe également un gouvernement exogène [Christiano et Eichenbaum, 1992 ; Roche, 1996], dont l'équilibre budgétaire est assuré en supposant qu'il taxe, sans introduire de distorsions, une proportion fixe du revenu des ménages. De même, nous introduisons un paramètre exogène de qualité institutionnelle agissant sur le niveau de PGF. Pour terminer, l'économie subit deux chocs exogènes, un choc spécifique de technologie

et un choc général de ressources naturelles ayant des effets directs sur la consommation publique, les nouveaux investissements et la productivité des facteurs.

Avant de passer à la présentation formelle du modèle, il est important de porter un regard plus détaillé sur les éléments théoriques et pratiques justifiant la façon dont le choc de ressources naturelles et la qualité institutionnelle sont introduits.

Tout d'abord, concernant le choc de ressources naturelles, nous supposons qu'une innovation positive et exogène prend la forme d'un flux réel de richesse permettant d'un côté d'augmenter la consommation finale publique et d'un autre côté d'accroître l'investissement total. Dans le cas du Venezuela ce mécanisme de transmission est tout à fait cohérent avec la structure économique du pays ; en effet, tel que mentionné auparavant, l'exploitation des ressources naturelles, particulièrement le pétrole, est sous le contrôle direct de l'État. Ainsi l'impact d'un choc pétrolier sur le reste de l'économie nationale passe à travers la variation et l'effet multiplicateur des dépenses publiques de consommation et d'investissement. Dans la mesure où le gouvernement est exogène et nous ne faisons pas de distinction entre investissement privé et public, il semble pertinent d'introduire également le choc de ressources naturelles dans la fonction d'investissement courant total, afin d'arriver à générer l'effet de suraccumulation de capital signalé par Rodríguez et Sachs (1999) dans le contexte des pays riches en ressources naturelles. Nous supposons également qu'un choc exogène positif de ressources naturelles induit des nouveaux investissements, entraînant à leur tour, l'incorporation d'unités de capital plus performantes et générant postérieurement un accroissement de la productivité globale des facteurs (PGF corrélée avec le choc de ressources naturelles); mécanisme tout à fait compatible avec les stratégies de substitution d'importations longtemps menées au pays. Notons que nous ne modélisons pas explicitement l'extraction de ressources naturelles, à mesure que le choc exogène se dissipe l'économie converge vers son équilibre de long terme, dans lequel la production de ressources naturelles est supposée être nulle (épuisement total des ressources naturelles à l'état stationnaire).

Nous introduisons la qualité institutionnelle dans le modèle de façon exogène et l'associons directement au niveau de productivité globale des facteurs. En effet, une partie de la littérature portant sur l'étude des cycles réels s'est récemment portée sur les causes endogènes du changement technologique, en portant un intérêt particulier aux questions relatives à

l'investissement en capital humain et à l'adoption et à la diffusion de nouvelles technologies à travers la recherche et développement [Evans et al. (1998), Jones et al. (2003), Comin et Gertler (2006)]. L'un des points communs de ces nouvelles approches, que nous retrouvons dans la discussion sur le rôle des institutions (première partie du chapitre), réside dans l'importance de la qualité institutionnelle, en tant qu'élément explicatif de l'efficacité du processus d'allocation des ressources (l'adoption de nouvelles technologies ou systèmes de production) dans un environnement économique déterminé. Processus d'allocation qui aura des conséquences incontestables sur la productivité agrégée. En d'autres termes les institutions agissent sur l'ensemble de l'économie et notamment la PGF, à travers l'allocation des ressources qu'elles induisent et de ce fait, elles peuvent être assimilées à un mécanisme d'amplification des chocs. Dans notre modèle, de façon simplificatrice mais très intuitive, les effets de chocs technologiques ou de ressources naturelles sur la production agrégée seront plus ou moins importants, selon la qualité des institutions en place.

Abordons maintenant la formalisation du modèle.

**Préférences :**

L'agent représentatif maximise son utilité espérée définie par,

$$U(c, 1-h) = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{[u(c_t, 1-h_t)]}{1-\sigma} \right\}, \quad \sigma > 0, \beta > 0 \quad (8)$$

où  $\sigma$  est le paramètre d'aversion au risque,  $\beta$  est le taux d'escompte subjectif,  $c_t$  et  $h_t$  représentent la consommation finale privée et la proportion de temps dédiée aux activités de marché au moment  $t$ . La fonction d'utilité instantanée  $u$  (concave et continuellement différentiable) a la forme suivante,

$$u(c_t, 1-h_t) = \left[ c_t^\gamma (1-h_t)^{1-\gamma} \right]^{1-\sigma}, \quad 0 < \gamma < 1 \quad (9)$$

où  $\gamma$  représente la part de la consommation dans la fonction d'utilité ; les conditions d'Inada en termes d'unité de consommation par unité de loisir sont,  $u(0) = 0, u'(0) = \infty, u'(\infty) = 0$

### Technologie de production :

Le bien homogène est produit avec du capital  $k_t$  et du travail courant  $h_t$ . La fonction de production de type Cobb-Douglas avec des rendements d'échelle constants est donnée par

$$y_t = (\theta + z_t) f(k_t, h_t) = (\theta + z_t) k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \theta \in \mathbb{R} \quad (10)$$

$z_t$  est un choc stochastique de productivité globale des facteurs,  $\alpha$  est la part du capital dans le revenu total et  $\theta$  est un paramètre exogène mesurant la qualité du cadre institutionnel. Ainsi les institutions agissent comme un élément d'amplification ou de réduction des chocs frappant la productivité globale des facteurs. Remarquons que la spécification additive des institutions par rapport à la PGF est adoptée afin de faciliter l'interprétation économique du paramètre en question. Ainsi des valeurs positives de  $\theta$  correspondent à une amélioration de la qualité institutionnelle, alors que des valeurs négatives sont associées à une détérioration des institutions. Notons que dans le cas où  $\theta = 0$  les institutions sont neutres. Les conditions d'Inada en termes de capital par heures de travail effectif sont définies selon les relations suivantes,  $f(0) = 0, f'(0) = \infty, f'(\infty) = 0$

La loi de mouvement du stock de capital est représentée par,

$$k_t = (1 - \delta) k_{t-1} + v_t x_t - \frac{\phi}{2} \left[ \frac{k_t - k_{t-1}}{k_{t-1}} \right]^2, \quad 1 > \delta > 0, \phi > 0 \quad (11)$$

le taux de dépréciation du capital est  $\delta$ , alors que l'investissement est donné par  $x_t$ . Les

coûts d'ajustement quadratiques sont associés à  $\frac{\phi}{2} \left[ \frac{k_t - k_{t-1}}{k_{t-1}} \right]^2$ , où  $\phi$  est un facteur de

lissage de la volatilité de l'investissement. Par ailleurs,  $v_t$  représente un choc stochastique de ressources naturelles, agissant sous la forme d'un flux réel de richesse sur l'investissement courant et l'efficacité marginale des nouvelles unités de capital.

### Consommation finale publique :

La consommation publique  $g_t$  est définie comme une proportion fixe  $\eta$  de la production totale (taxe forfaitaire), faisant face à des chocs stochastiques de ressources naturelles  $v_t$ . Par conséquent, elle est totalement financée par les ménages à l'état stationnaire et en absence de chocs exogènes.

$$g_t = \eta y_t v_t, \quad 1 > \eta > 0 \quad (12)$$

### Contrainte budgétaire globale :

La contrainte intertemporelle de ressources est définie à chaque période par,

$$y_t = c_t + g_t + x_t \quad (13)$$

### Chocs exogènes :

Deux chocs stochastiques sont introduits dans le modèle : un choc associé à la productivité des facteurs ( $z_t$ ), et un autre associé aux ressources naturelles ( $v_t$ ). Les deux chocs sont corrélés, étant donnée l'hypothèse d'impact des nouveaux investissements sur la productivité agrégée ; cependant la causalité est unidirectionnelle et définie selon le degré d'exogénéité présumé de chacune des innovations. Ainsi le choc de ressources naturelles a un effet sur le choc de productivité des facteurs, alors que la relation inverse est rejetée. Ainsi, l'évolution des paramètres stochastiques suit un processus de Markov de premier ordre défini par,

$$\ln(v_t) = \rho_1 \ln(v_{t-1}) + \omega_t, \quad \omega_t \sim N(0, \sigma_\omega) \quad (14)$$

$$\ln(z_t) = \rho_2 \ln(z_{t-1}) + \varepsilon_t + \tau_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon), \tau_t \sim N(0, \rho_{\omega\varepsilon} \sigma_\omega \sigma_\varepsilon) \quad (15)$$

les paramètres  $\rho_1$  et  $\rho_2$  représentent la persistance des chocs, alors que  $\rho_{\omega\varepsilon} \sigma_\omega \sigma_\varepsilon$  mesure la covariance des deux innovations stochastiques.

- Le problème du planificateur social

A partir du Second théorème du bien-être<sup>35</sup>, il est possible d'affirmer que les allocations d'équilibre compétitif de notre modèle sont équivalentes aux allocations Pareto optimales choisies par un planificateur social cherchant à maximiser le bien-être du ménage représentatif, tout en considérant les contraintes de ressources et les chocs stochastiques.

Le problème d'optimisation est défini par,

$$\max_{\{c_t, h_t, k_t\}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{[c_t^\gamma (1-h_t)^{1-\gamma}]^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (16)$$

sujet à

$$y_t = (\theta + z_t) k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}$$

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + v_t x_t - \frac{\phi}{2} \left[ \frac{k_t - k_{t-1}}{k_{t-1}} \right]^2$$

$$g_t = \eta y_t v_t$$

$$c_t = y_t - x_t - g_t$$

$$\ln(v_t) = \rho_1 \ln(v_{t-1}) + \omega_t$$

$$\ln(z_t) = \rho_2 \ln(z_{t-1}) + \varepsilon_t + \tau_t$$

<sup>35</sup> L'application de ce théorème repose sur les hypothèses d'existence de marchés complets, des ensembles de production convexes, des préférences convexes et localement non saturées, ainsi que l'inexistence de taxes induisant des distorsions ; des conditions remplies par notre modèle.

La solution du problème de maximisation est caractérisée par les conditions d'équilibre suivantes,

$$\left[ c_t^\gamma (1-h_t)^{(1-\gamma)} \right]^{-\sigma} \gamma c_t^{(\gamma-1)} (1-h_t)^{(1-\gamma)} \left\{ \frac{1}{v_t} \left[ 1 + \left( \frac{\phi}{k_{t-1}} \right) \left( \frac{k_t - k_{t-1}}{k_{t-1}} \right) \right] + \left[ (1-\eta v_t) (\alpha (\theta + z_t) k_t^{\alpha-1} h_t^{1-\alpha}) \right] \right\} = \beta \left\{ \frac{\left[ c_{t+1}^\gamma (1-h_{t+1})^{(1-\gamma)} \right]^{-\sigma} \gamma c_{t+1}^{(\gamma-1)} (1-h_{t+1})^{(1-\gamma)} \left[ (1-\delta) + \left( \frac{\phi k_{t+1}}{k_t^2} \right) \left( \frac{k_{t+1} - k_t}{k_t} \right) \right]}{v_{t+1}} \right\} \quad (17)$$

$$\left( \frac{c_t}{1-h_t} \right) \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} \right) = (1-\eta v_t) (1-\alpha) (\theta + z_t) k_t^\alpha h_t^{-\alpha} \quad (18)$$

$$(1-\eta v_t) (\theta + z_t) k_t^\alpha h_t^{1-\alpha} = c_t + \frac{1}{v_t} \left[ k_t - (1-\delta) k_{t-1} + \frac{\phi}{2} \left[ \frac{k_t - k_{t-1}}{k_{t-1}} \right]^2 \right] \quad (19)$$

$$\ln(v_t) = \rho_1 \ln(v_{t-1}) + \omega_t \quad (20a)$$

$$\ln(z_t) = \rho_2 \ln(z_{t-1}) + \varepsilon_t + \tau_t \quad (20b)$$

L'équation (17) représente l'équation d'Euler standard. L'égalisation des conditions de premier ordre entre travail et consommation est donnée par (18), la contrainte de ressources est définie par l'équation (19), les lois de mouvement des chocs stochastiques sont représentées par (20a) et (20b).

#### - L'état stationnaire

Le calcul de l'état stationnaire permet de mieux comprendre la dynamique de long terme du modèle en l'absence de chocs stochastiques, notamment en ce qui concerne le prix des facteurs de production et l'incidence des paramètres d'intérêt.

Le problème de maximisation des profits du producteur est défini par,

$$\max_{\{k, h\}} (\theta + z) k^\alpha h^{1-\alpha} - sh - rk - \delta k \quad (21a)$$

où  $s$  et  $r$  représentent le salaire et le taux d'intérêt. A partir des conditions de premier ordre nous avons,

$$s = \frac{(1-\alpha)y}{h} \quad (21b)$$

$$k = \frac{\alpha y}{r + \delta} \quad (21c)$$

ainsi la loi de mouvement du stock de capital devient,

$$x = \frac{\delta}{v} \frac{\alpha y}{(r + \delta)} \quad (21d)$$

Le problème de maximisation d'utilité du consommateur est donné par,

$$\max_{\{c,h\}} \frac{1}{1-\sigma} \left[ c^\gamma (1-h)^{1-\gamma} \right]^{1-\sigma} \quad (22a)$$

sujet à  $c + \frac{\delta k}{v} = (1-\eta v)(\theta + z)k^\alpha h^{1-\alpha}$

A partir des conditions de premier ordre du lagrangien nous trouvons,

$$s(1-\eta v) = c(1-h)^{-1} \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} \right) \quad (22b)$$

$$r(1-\eta v) = \frac{\delta}{v} \quad (22c)$$

En remplaçant (22b) dans (21b) nous arrivons à,

$$c = (1-\eta v)(1-\alpha) \left( \frac{\gamma}{1-\gamma} \right) \left( \frac{1-h}{h} \right) (\theta + z) k^\alpha h^{1-\alpha} \quad (23)$$

En substituant (22c) dans (21c) nous obtenons,

$$k = h \left[ \frac{\delta}{\alpha(\theta + z)} \left( 1 + \frac{1}{v(1-\eta v)} \right) \right]^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (24)$$

A partir des équations (21d), (23) et de la contrainte budgétaire des ménages nous arrivons à,

$$h = \frac{(1-\eta v)(1-\alpha)\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right)}{(1-\eta v)\left[1+(1-\alpha)\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right)\right] - \frac{\alpha\delta}{v(\delta+r)}} \quad (25)$$

Ainsi, il devient possible d'exprimer les variables  $c, h, k$  en fonction des paramètres exogènes du modèle. Nous constatons que la qualité institutionnelle ( $\theta$ ) agit considérablement sur la consommation finale et le stock de capital (équations 23 et 24), alors qu'elle n'a aucune incidence sur le nombre d'heures travaillées à l'état stationnaire (équation 25). En ce qui concerne l'absence d'impact des institutions sur l'offre de travail, ceci s'explique par la non inclusion du paramètre de qualité institutionnelle dans les préférences des individus (équations 8 et 9). Par ailleurs, la part de la consommation publique dans le revenu total ( $\eta$ ) a un effet direct sur l'ensemble des variables.

Portons maintenant un regard plus détaillé sur ces relations de long terme à travers le calcul de quelques dérivées partielles. L'effet de la consommation finale du gouvernement sur le nombre d'heures travaillées est obtenu à partir de l'équation (25),

$$\frac{\partial h}{\partial \eta} = \frac{(1-\alpha)\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right)}{\left[1+(1-\alpha)\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right) - \frac{\alpha\delta}{v(\delta+r)(1-\eta v)}\right]^2 \left[\frac{\alpha\delta v}{v(\delta+r)(1-\eta v)^2}\right]} > 0 \quad (26)$$

ssi,  $0 < \eta < 1$

Plus la part des dépenses publiques dans le revenu total est grande, plus le nombre d'heures travaillées à l'état stationnaire sont importantes. Dans notre modèle le gouvernement s'approprie une partie de la production à travers un mécanisme de taxation forfaitaire (équation 12), en conséquence les agents doivent en partie compenser cette perte de revenu à travers une plus grande participation dans le marché du travail.

L'impact des institutions sur le stock de capital de long terme est dérivé à partir de (24),

$$\frac{\partial k}{\partial \theta} = \frac{-h}{\alpha-1} \left[ \frac{\delta}{\alpha(\theta+z)} \left( 1 + \frac{1}{v(1-\eta v)} \right) \right]^{\frac{2-\alpha}{\alpha-1}} \left( 1 + \frac{1}{v(1-\eta v)} \right) \frac{\delta}{\alpha(\theta+z)^2} > 0 \quad (27)$$

$ssi(\theta+z) > 0$

En effet, une amélioration de la qualité institutionnelle induit une plus grande accumulation de capital, une augmentation de la consommation des ménages (équation 23) et un accroissement de la production.

- Procédure de calibrage

Notre démarche vise à calibrer le modèle de façon à reproduire les principales caractéristiques de l'économie vénézuélienne. Tel que mentionné auparavant, l'intérêt sera porté sur l'évolution du PIB par travailleur et du capital par travailleur durant la période 1942-2004. Les valeurs retenues pour les paramètres du modèle sont présentées dans le tableau IV.6.

**Tableau IV. 6. Valeurs des paramètres**

Paramètres	Source	Valeur
<b>Préférences</b>		
Facteur d'escompte ( $\beta$ )	Neumeyer and Perri (2005)	0.93
Aversion au risque ( $\sigma$ )	Ostry and Reinhart (1992)	2.61
Paramètre d'utilité ( $\gamma$ )	ad hoc	0.34
<b>Technologie de production</b>		
Part du travail ( $1-\alpha$ )	Clemente (2002)	0.38
Taux de dépréciation ( $\delta$ )	Etat stationnaire	0.074
Coût d'ajustement ( $\phi$ )	ad hoc	100
<b>Gouvernement et institutions</b>		
Part de la consommation finale publique dans le PIB ( $\eta$ )	Comptes nationaux, BCV	0.13
Qualité institutionnelle ( $\theta$ )	ad hoc	0
<b>Choc de ressources naturelles (v)</b>		
Persistance ( $\rho_1$ )	ad hoc	0.7
Volatilité ( $\omega$ )	ad hoc	0.007
<b>Choc de productivité globale des facteurs (z)</b>		
Persistance ( $\rho_2$ )	ad hoc	0.7
Volatilité ( $\varepsilon$ )	ad hoc	0.035
Covariance v,z ( $\tau$ )	ad hoc	0.7*0.035*0.007

Ainsi le facteur d'escompte est fixé selon la valeur utilisée par Neumeyer et Perri (2005) dans le cas de l'Argentine, l'aversion au risque correspond à la valeur estimée par Ostry et Reinhart (1992) pour un groupe de pays en voie de développement. La contribution du travail dans la production totale provient de Clemente (2002), alors que le ratio consommation finale publique/PIB est déterminé à partir des comptes nationaux de la Banque Centrale du Venezuela, le taux de dépréciation est calculé à partir de l'état stationnaire (équation 22b). Les autres paramètres et notamment les chocs stochastiques sont établis afin de reproduire le comportement des variables d'intérêt, Y/L et K/L, aussi bien dans le court terme que dans le long terme (Kydland et Prescott, 1982) ; dans le cas des chocs, nous supposons qu'ils sont persistants et que la volatilité du choc de productivité de facteurs est cinq fois plus importante que celle du choc de ressources naturelles. En relation au paramètre de qualité institutionnelle, nous fixons dans un premier temps sa valeur à 0, en d'autres termes nous supposons que les institutions sont neutres, les effets d'amplification ou de réduction des chocs étant absents.

- Résultats

En relation à la qualité prédictive du modèle, le tableau IV.7 montre les principaux résultats obtenus en termes de co-mouvement et de volatilité entre nos trois variables d'intérêt : la production par travailleur, le stock de capital par travailleur et la PGF.

**Tableau IV. 7. Variables observées et simulées**

Variable	Corrélation avec Y/L		Volatilité	
	observée	simulée	observée	simulée
Y/L	1.00	1.00	0.072	0.072
K/L	0.33	0.44	0.036	0.045
PGF	0.95	0.99	0.068	0.033

Sources: Banco Central de Venezuela, Baptista (1997), calculs de l'auteur

Composantes cycliques dérivées à partir du filtre HP ( $\lambda=100$ )  
 La volatilité est mesurée par l'écart-type de chacune des séries  
 Les valeurs observées correspondent aux valeurs moyennes de la période 1942-2004  
 Les valeurs simulées sont calculées sur la base de 63 périodes

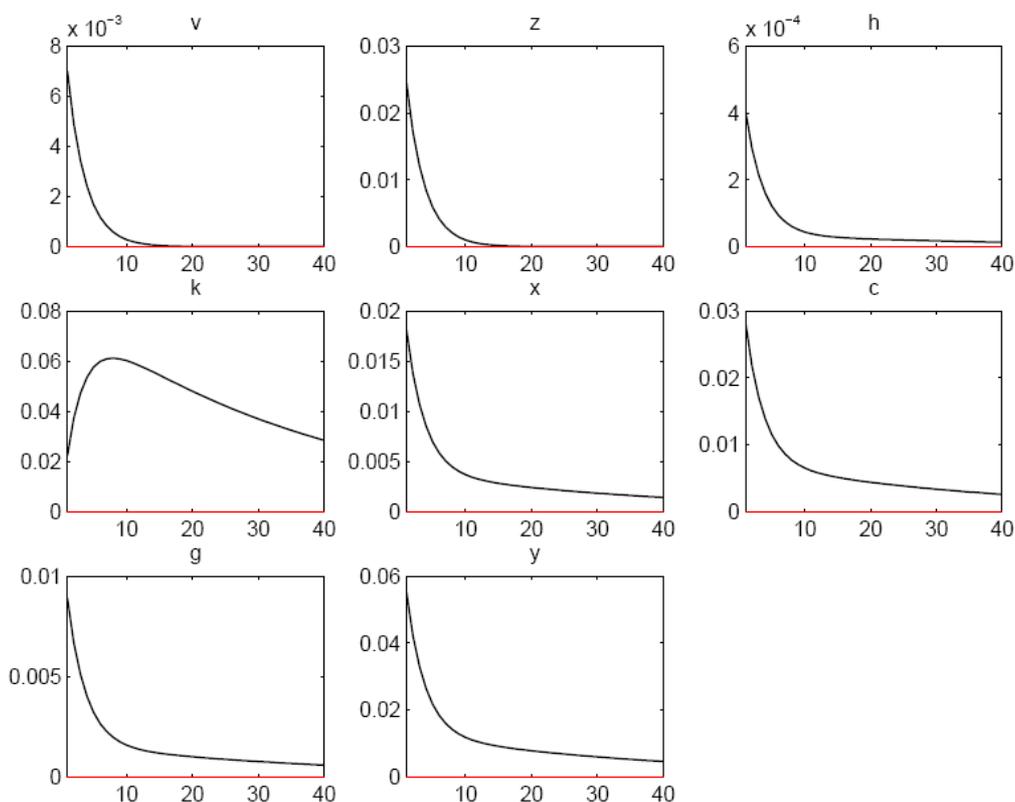
Dans l'ensemble, pour un modèle aussi simple, les valeurs obtenues sont plutôt cohérentes et assez proches de la réalité. Nous constatons qu'en termes de co-mouvement

avec le PIB, les valeurs simulées sont légèrement supérieures aux valeurs observées. En ce qui concerne la volatilité des variables, le capital par travailleur simulé est également un peu plus instable que la valeur observée dans l'échantillon. Cependant, la PGF simulée affiche une volatilité deux fois moins importante que sa contrepartie réelle. Dans le cas de la productivité des facteurs, cette différence si marquée s'explique par la procédure de calibrage adoptée ; en effet, tel que mentionné auparavant, les chocs sont calibrés afin de reproduire les caractéristiques désirées, dans notre cas il s'agit de la volatilité et de la corrélation de la production et du capital. L'introduction de chocs technologiques permettant de reproduire la volatilité observée de la PGF aurait induit, étant donnée la structure du modèle, une volatilité du PIB et du stock de capital beaucoup trop grande et encore moins proche de la réalité.

- Dynamique du modèle

Les fonctions de réponse associées à chacun des chocs stochastiques sont présentées dans les graphiques IV.7 et IV.8.

**Graphique IV. 7. Effets d'un choc positif de ressources naturelles (v)**



Source: calculs de l'auteur

Le graphique illustre les déviations des variables par rapport à l'état stationnaire suite à un choc positif d'un écart-type (tableau IV.6)

Le choc positif de ressources naturelles, où plutôt le flux de richesse associé à celui-ci (graphique IV.7), agit simultanément sur l'ensemble du modèle en suivant deux canaux distincts. Du côté de l'offre, le choc induit une augmentation de la production à travers un accroissement direct du stock de capital, via l'investissement, mais également à travers une amélioration de la PGF, grâce à l'adoption de technologies plus performantes ou la création de nouvelles unités de capital plus productives. Du côté de la demande, le choc de ressources naturelles entraîne des niveaux de consommation publique et d'investissement plus élevés, mais également un accroissement de la consommation finale privée alors que l'impact sur le nombre d'heures travaillées est presque négligeable. Remarquons que dans notre modèle il n'existe pas de mécanisme de transfert de richesse de l'Etat vers les ménages, par conséquent tout accroissement des dépenses publiques devrait se traduire, toutes choses égales par ailleurs, en une réduction de la part du revenu total disponible à la consommation privée (équation 12), situation qui pourrait être compensée par un accroissement du travail fourni. Dans ce cas la consommation augmente grâce à l'impact relativement plus important du choc sur la capacité de production, notamment l'accumulation de capital, par rapport à l'accroissement de la consommation publique. Ce résultat implique que les chocs positifs de ressources naturelles favoriseront la croissance de court et moyen terme dans la mesure où une part considérable du flux de nouvelle richesse sera canalisée vers des activités productives.

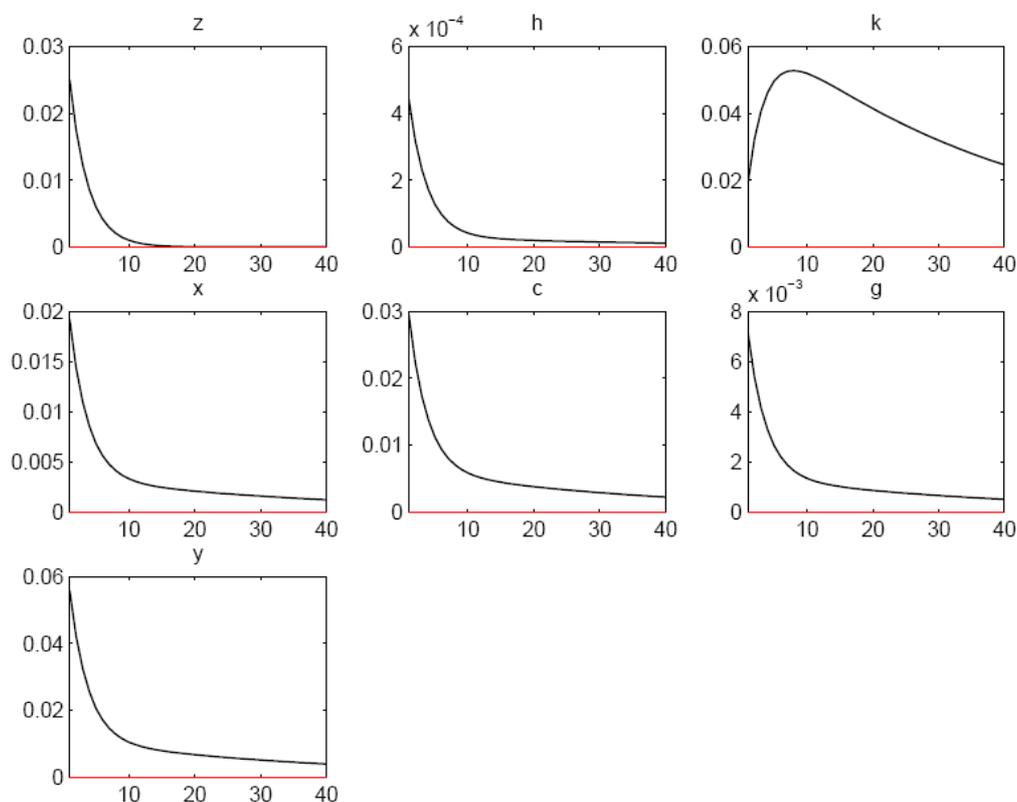
Le choc positif de PGF (graphique IV.8) se traduit en une augmentation de la productivité du travail et du capital entraînant une forte expansion de la production totale. Cet accroissement de la production entraîne à son tour une augmentation de la demande agrégée, qui renforce davantage l'impact positif du choc, notamment à travers l'investissement. Notons que l'effet substitution entre travail courant et loisir futur est très faible, en effet, le choc positif de PGF devrait entraîner une réduction dans le nombre d'heures travaillées, car l'accroissement de productivité permettrait aux individus de maintenir leur niveau de revenu en augmentant le temps dédié au loisir<sup>36</sup>. Remarquons que ce comportement est tout à fait compatible avec l'hypothèse du revenu permanent ; ainsi en présence d'un choc transitoire, les

---

<sup>36</sup> Particulièrement avec la fonction d'utilité de type Cobb-Douglas que nous employons. Ce type de comportement est retrouvé avec des fonctions GHH (Greenwood et al, 1988) où il n'y a pas d'effet substitution entre travail et loisir.

ménages arrivent à lisser leur consommation future en fournissant un effort de travail relativement constant.

**Graphique IV. 8. Effets d'un choc positif de productivité des facteurs (z)**



Source: calculs de l'auteur

Le graphique illustre les déviations des variables par rapport à l'état stationnaire suite à un choc positif d'un écart-type (tableau IV.6)

En portant maintenant un regard sur l'importance relative de chacune des innovations stochastiques en tant que éléments explicatifs de la variabilité des fluctuations cycliques (tableau IV.8), nous constatons que les deux chocs expliquent chacun la moitié de la volatilité simulée du PIB par travailleur. Dans le cas de la consommation privée, l'investissement et le travail, le choc de PGF (z) représente la principale source de variabilité, alors que les fluctuations de consommation finale publique et d'accumulation de capital, s'expliquent en grande partie par le choc de ressources naturelles (v). Il est également important de souligner l'impact très significatif du choc de ressources naturelles sur l'ensemble des variables du modèle, alors qu'il représente 1/5 du choc de productivité des facteurs ; en effet, la corrélation avec le choc de PGF amplifie considérablement l'impact initial de l'innovation en question.

**Tableau IV. 8. Décomposition de la variance (%)**

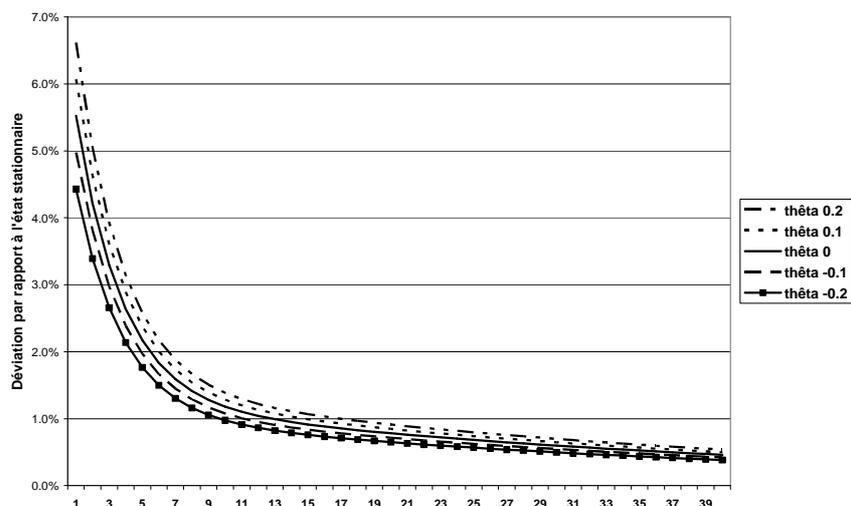
	<b>y</b>	<b>c</b>	<b>g</b>	<b>x</b>	<b>h</b>	<b>k</b>	<b>v</b>	<b>z</b>
<b>v</b>	49.2	47.5	60.8	46.9	45.2	57.4	100.0	49.0
<b>z</b>	50.8	52.5	39.2	53.1	54.8	42.6	0.0	51.0

Source: calculs de l'auteur

- Le rôle des institutions

Afin d'élucider l'impact de la qualité institutionnelle sur le court et le long terme, nous effectuons un ensemble de simulations avec différentes valeurs du paramètre  $\theta$ . Dans le court terme nous observons que des institutions de bonne qualité ( $\theta > 0$ ) amplifient l'effet d'un choc positif sur la production, quelque soit son origine (graphiques IV.9 et IV.10), alors que des institutions de mauvaise qualité ( $\theta < 0$ ) ont pour effet de réduire l'accroissement du PIB. L'intuition derrière ce résultat réside dans l'apparition d'externalités positives ou négatives, selon la qualité des institutions en place. Ainsi des bonnes institutions favoriseront par exemple l'émergence de systèmes de productions plus efficaces à travers l'adoption de nouvelles technologies ou tout simplement à travers une utilisation plus efficace des moyens existants.

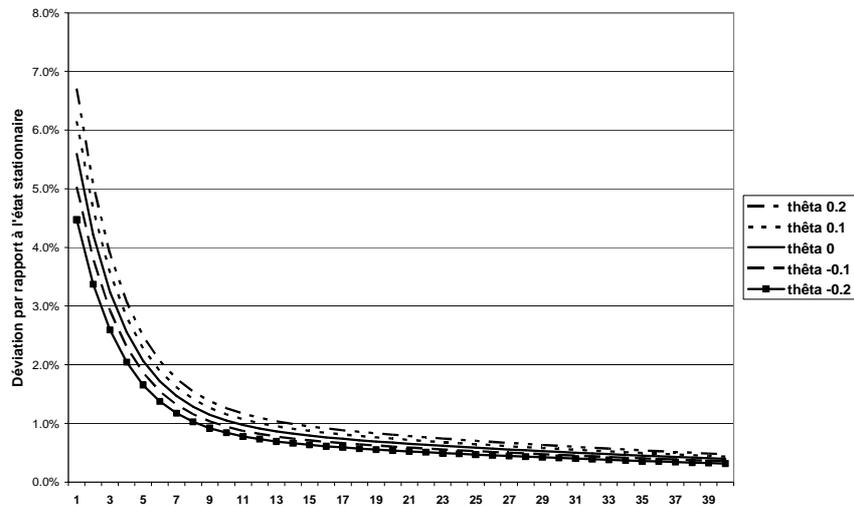
**Graphique IV. 9. Dynamique de la production suite à un choc stochastique positif de ressources naturelles et des changements dans la qualité institutionnelle**



Source: calculs de l'auteur

Le graphique illustre les déviations de la production par rapport à l'état stationnaire suite à un choc positif d'un écart-type (tableau IV.6)

**Graphique IV. 10. Dynamique de la production suite à un choc stochastique positif de productivité globale et des changements dans la qualité institutionnelle**

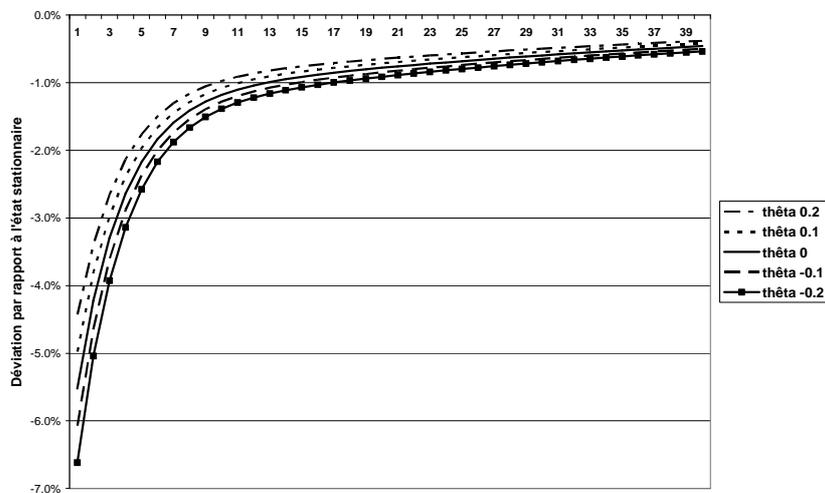


Source: calculs de l'auteur

Le graphique illustre les déviations de la production par rapport à l'état stationnaire suite à un choc positif d'un écart-type (tableau IV.6)

Lorsque le choc stochastique est négatif (graphiques IV.11 et IV.12), la baisse de la production est moins significative si la qualité institutionnelle est élevée. Par contre si les institutions sont de mauvaise qualité, le choc négatif est amplifié, se traduisant par un baisse encore plus marquée du PIB.

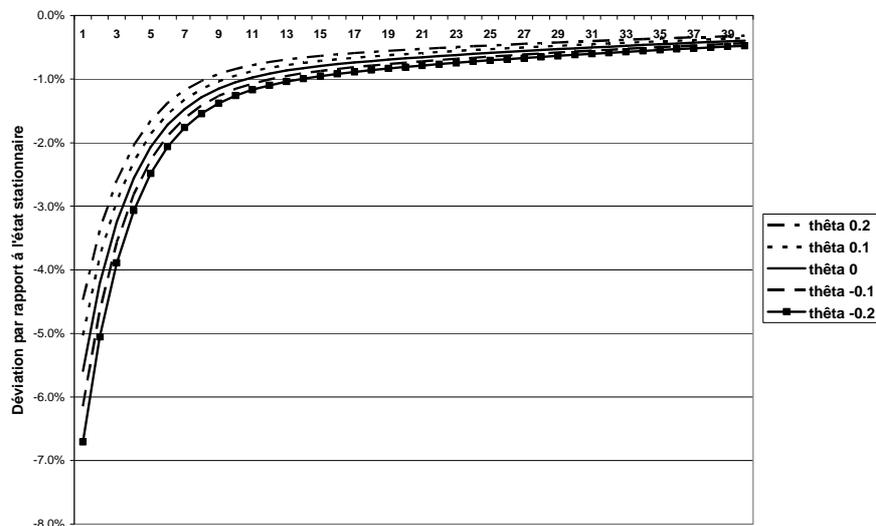
**Graphique IV. 11. Dynamique de la production suite à un choc stochastique négatif de ressources naturelles et des changements dans la qualité institutionnelle**



Source: calculs de l'auteur

Le graphique illustre les déviations de la production par rapport à l'état stationnaire suite à un choc positif d'un écart-type (tableau IV.6)

**Graphique IV. 12. Dynamique de la production suite à un choc stochastique négatif de productivité globale et des changements dans la qualité institutionnelle**



**Source:** calculs de l'auteur

Le graphique illustre les déviations de la production par rapport à l'état stationnaire suite à un choc positif d'un écart-type (tableau IV.6)

En relation aux effets de long terme, le tableau IV.9 présente les changements de la production et du capital à l'état stationnaire suite à des modifications dans le paramètre de qualité institutionnelle. Ainsi une amélioration de la qualité institutionnelle de 0.1 points entraîne un accroissement de la production par travailleur et du capital de long terme de 28%. Contrairement, une détérioration de la qualité institutionnelle de 0.2 points induit un niveau de production et de capital de long terme d'environ 44% inférieur à la situation de référence.

**Tableau IV. 9. Changements dans la production à l'état stationnaire**

thêta	Variation de long terme de y	Variation de long terme de k
0.1	28.2%	28.5%
0.2	61.3%	61.6%
0	0.0%	0.0%
-0.1	-24.5%	-24.2%
-0.2	-44.4%	-44.4%

**Source:** calculs de l'auteur

Remarquons que cet effet significatif des institutions sur la croissance de long terme est tout à fait cohérent avec les résultats récemment dérivés par Olsson (2007) à l'aide d'un modèle prédateur-proie, où le respect des droits de propriété a un impact positif sur le taux de croissance agrégé. Cependant nos résultats sont partiellement en contradiction avec l'approche développée par Mehlum et al. (2006) à travers un modèle basé sur la théorie des jeux, selon lequel en présence d'un cadre institutionnel favorable, tout accroissement supplémentaire de la qualité institutionnelle n'aurait aucun effet sur le revenu total. Dans notre cas, l'adoption d'un modèle temporel et stochastique nous permet *a priori* de mieux représenter la dynamique d'ajustement des différentes variables analysées, pour des niveaux déterminés de qualité institutionnelle.

En résumé, nous arrivons à distinguer deux effets temporels des institutions sur la production totale dans le contexte des pays riches en ressources naturelles. Premièrement, dans le court terme, l'existence d'institutions de bonne qualité amplifie l'effet de chocs positifs sur la croissance et permet également d'amortir l'impact de chocs négatifs. Deuxièmement, dans le long terme, des bonnes institutions induisent un niveau de revenu par travailleur plus élevé.

Ce cadre analytique simplifié facilite l'interprétation des événements socioéconomiques survenus au Venezuela au cours des soixante dernières années. Dans la mesure où les institutions ont connu une détérioration progressive après l'instauration de la démocratie en 1958 et particulièrement après la tentative de coup d'état de 1992, il devient possible d'envisager que l'économie vénézuélienne s'est retrouvée et se trouve toujours dans une dynamique de croissance sous optimale. A cet effet, dans un contexte institutionnel affaibli, le choc pétrolier positif des années soixante-dix n'aurait eu qu'un impact réduit sur le reste de l'économie, alors que le choc négatif des années quatre-vingt aurait été amplifié par les institutions en place. Dans les deux cas, la détérioration du cadre institutionnel se traduirait en une accumulation de capital et une production de long terme moins importante, rejoignant ainsi la thèse de la décapitalisation des pays riches en ressources naturelles avancée par Sachs et Rodríguez (1999). Nos résultats sont également proches de ceux de Mehlum et al. (2006), lorsque les institutions sont de mauvaise qualité, l'abondance de ressources naturelles, surtout la volatilité associée à cette dernière, pouvons-nous ajouter, est en effet une malédiction.

## Conclusion

L'histoire récente de l'économie vénézuélienne est caractérisée par des épisodes de grande expansion, suivis de périodes de stagnation, voir même de récession. Dans ce contexte macroéconomique changeant et instable, les institutions semblent avoir joué un rôle plus que déterminant dans l'allocation des ressources et la prise de décisions des agents. Ainsi, nous arrivons à identifier trois grandes phases de rupture sociopolitique au pays. Premièrement, la période de la dictature militaire (1942-1957), durant laquelle le PIB, l'accumulation de capital et la productivité globale des facteurs atteignirent des sommets historiques. Deuxièmement, la période démocratique (1958-1991), caractérisée par un ralentissement considérable de la croissance, la décapitalisation de l'économie nationale et une contraction encore plus importante de la PGF. Troisièmement, la période d'instabilité institutionnelle (1992-2004), caractérisée par une stagnation généralisée de l'appareil productif.

En ce qui concerne les sources de la croissance, la PGF dans le court et moyen terme et l'accumulation de capital dans le long terme, semblent être à la base du processus de développement économique suivi par le Venezuela. Deux implications majeures découlent de cette appréciation : 1) L'accumulation de capital sans accroissement de la PGF ne peut conduire à une croissance soutenue dans le temps (l'implication inverse est également vraie). 2) Les déterminants de la productivité des facteurs jouent un rôle clé dans l'analyse conjoncturelle de l'économie vénézuélienne.

Lorsque nous intégrons dans un même cadre analytique simplifié les institutions, les ressources naturelles, la PGF et l'accumulation de capital, à l'aide d'un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique, nous constatons que la performance plutôt décevante de l'économie nationale peut s'expliquer par la détérioration de la qualité institutionnelle. Dans notre modèle les institutions agissent à court terme en tant qu'un facteur amplificateur ou réducteur des chocs. L'intuition de ce résultat réside dans l'apparition d'externalités selon la qualité des institutions en place. Ainsi des bonnes institutions favorisent l'émergence de systèmes de productions plus efficaces à travers l'adoption de nouvelles technologies ou tout simplement à travers une utilisation plus efficace des moyens existants. Inversement, des mauvaises institutions entraînent une allocation sous-optimale des facteurs de production.

Face à un choc positif, des institutions de bonne qualité accroissent les effets sur la croissance, alors que des mauvaises institutions le réduisent. Plus important encore dans le contexte du Venezuela, face à un choc négatif, des institutions de faible qualité approfondissent la crise. A long terme, les institutions déterminent le niveau d'accumulation de capital et de production, ainsi en présence de mauvaises institutions, le revenu diminuera et ceci malgré l'existence de chocs positifs sur la croissance dans le court terme. L'hypothèse d'existence d'une malédiction des ressources naturelles n'est pas rejetée, dans la mesure où le cadre institutionnel se dégrade continuellement (Mehlum et al, 2006).

Finalement, nombreux sont encore les points à résoudre. Tout d'abord en relation au modèle proposé, l'hypothèse d'institutions exogènes est très restrictive, il faudrait les intégrer dans le processus d'optimisation des agents, soit directement dans les préférences et/ou en faisant le lien avec la technologie de production et les coûts. De même, la modélisation du processus d'extraction des ressources naturelles semble indispensable, en effet, le comportement des individus et spécialement la nature et la qualité des institutions, peuvent changer selon le degré d'épuisement de la ressource en question. Par ailleurs, d'autres questions surgissent, notamment en ce qui concerne le rôle de la productivité globale des facteurs et son interaction avec la qualité institutionnelle. La PGF, plutôt que mesurer le progrès technique, ne serait-elle un indicateur de l'efficacité des institutions en place ? Et si tel est le cas, quel type d'institutions est le plus important ? Des interrogations que nous essayerons de répondre dans le prochain chapitre pour un groupe de pays d'Amérique Latine.

**CHAPTER V: INSTITUTIONAL QUALITY AND TOTAL  
FACTOR PRODUCTIVITY IN LATIN AMERICA AND THE  
CARIBBEAN: EXPLORING THE UNOBSERVABLE  
THROUGH FACTOR ANALYSIS<sup>37</sup>**

---

<sup>37</sup> Forthcoming (spring 2007), Revista Ensayos sobre Política Económica (ESPE), Banco de la República, Colombia.

## Introduction

A major breakthrough in the area of macroeconomics was the unification of business cycle and growth theories by Kydland and Prescott (1982); accordingly, exogenous stochastic technological innovations, i.e. fluctuations in total factor productivity (TFP) or supply shocks, would explain most recurrent short-term output deviations in industrialized economies. Regarding the sources of fluctuations in developing countries, domestic shocks, particularly supply-side ones, have also been identified as the main explaining factors of aggregate economic volatility. In this sense, Hoffmaister and Roldos (1997) and Ahmed (2003), in the Latin American context, and Arreaza and Dorta (2004), in the case of Venezuela, demonstrate through the estimation of structural vector autoregressions (SVAR) that supply innovations account for more than 50% of total output variations.

More recently a strand of the business cycle literature has concentrated on the endogenous causes of technological change, paying particular attention to the details of the innovation process, notably in terms of investment decisions in human capital and the adoption and diffusion of new technologies, via research and development (R&D) [Evans et al. (1998), Jones et al. (2003), Comin and Gertler (2006)]. A common denominator in these new modeling approaches is the underlying importance of institutions, i.e. humanly devised formal and informal constraints (North, 1990), as a fundamental source of fluctuations, affecting aggregate productivity through the effectiveness or the efficiency of the resource allocation process they embody, e.g. investment in new technologies, given the existence of significant transaction costs. Put differently, even though institutions are deemed to evolve slowly over time, they play a crucial role in explaining output variations at business cycle frequencies, through their impact on the incentive structure of any given market-oriented economic environment, i.e. the context in which total factor productivity builds up. Consequently, good institutions may foster short and medium-term growth by favoring productivity-enhancing activities; conversely, it also seems reasonable to assume that bad institutions may deter growth at high frequencies by inducing severe resource misallocation.

It is important to point out that a feature characterizing the modern empirical analysis of institutions and their impact on economic growth [Hall and Jones (1999), Acemoglu et al. (2001,

2003), Rodrik et al. (2004)] and aggregate factor productivity [Dawson (1998) and Girma et al. (2003)] has been the focus on long-term relationships. Are the short and long-term approaches compatible? The answer is probably affirmative. In the new growth literature, institutions, more specifically institutional quality can be viewed as the cumulative outcome (a stock variable) of policy actions (a flow variable), which by their nature are more flexible and prone to sudden changes (Rodrik et al, 2004); correspondingly, policies can also reflect the underlying level of institutional quality in a given environment (Acemoglu et al, 2003). Consequently, institutions may influence short-term growth through the policies, i.e. the resource allocation process, they induce.

An extreme example of the short to medium-term implications institutions may have on aggregate economic performance is illustrated by the case of Venezuela. In 1999 a new constitution was adopted via referendum, introducing considerable institutional changes in a variety of aspects of Venezuelan society, ranging from the creation of new civilian powers, the extension of the presidential mandate, to the inclusion of the military's right to vote (Vera, 2003). At the same time, most of the opposition parties considered that many of these transformations seriously undermined fundamental sociopolitical and economic liberties, by increasing discretionality and the concentration of power in the presidential figure (Balza, 2002). As political tensions between government and opposition rose, the country reached a political impasse in year 2002. After a general strike and a failed *coup d'état*, Venezuela plunged into one of its most severe economic recessions (2002-2003), even though oil prices were on a rising path; real GDP decreased around 16%, investment fell 56%, and unemployment rose from 12.8% in 2001 to 16.8% in 2003. In this case, the adoption of a new constitution may be interpreted as a major change in the incentive structure of the Venezuelan economy, which translated into the implementation of a set of policies conducing to the socio-economic meltdown of 2002.

Another example of the impact institutions may have on economic activity at relatively high frequencies is illustrated by the case of the Argentinean crisis. In 1991 the convertibility plan was introduced, which involved among other market-oriented policies, fixing by law the exchange rate of the Peso to the US Dollar. After a fairly long period of sustained growth (1991-1998, excluding the Mexican crisis period of 1994-1995), the absence of sufficiently prudent

fiscal policies and structural reforms, consistent with the adopted currency board foreign exchange system, resulted in the emergence of a severe economic and financial crisis by the end of year 2000 (IMF, 2004). Consequently, in 2002 GDP decreased by 11%, inflation attained 41% and unemployment rose to 20.4%. In fact, the convertibility plan can be seen as a set of policies that, given the underlying quality of Argentinean institutions, led to severe resource misallocation and the financial crisis.

Does this mean that institutions influence growth at business cycle frequencies? Of course other external factors, such as fluctuations in international markets or the Mexican and Brazilian crises, might also explain the contraction of Venezuelan and Argentinean productive activities; additionally and from a more general perspective, major institutional changes, as those implied by the adoption of a new constitution, are not recurrent in the short-term. Nevertheless, the evidence from Argentina and Venezuela suggests that in the presence of institutional weaknesses, decision makers may fail to make the right policy choices, a fact that has irrefutable short-term consequences.

The aim of this study is therefore to empirically assess the pertinence of institutional quality in explaining cyclic fluctuations in Latin America and the Caribbean, an area widely characterized by its significant economic and sociopolitical volatility. In this sense, given the importance of supply shocks in the region and the recent developments in the business cycle literature previously evoked, the focus will be on the relationship between total factor productivity and institutions. However, a major empirical concern is that both TFP and institutional quality are not directly observable; consequently, they should be treated as latent variables, only quantifiable through their effect on measurable indicators.

Our empirical strategy is two-folded. First, we make use of statistical tools borrowed from factor analysis in order to extract from observable outcome indicators, unobservable common factors associated to TFP and institutional quality. To this matter, three major unobserved institutional factors are identified: sociopolitical liberty, which is associated to political and civil rights; economic liberty, which basically corresponds to the soundness and the regulatory quality of economic policy; and financial liberty, a factor related to the depth of private sector intermediation in domestic financial markets. Second, panel estimations are carried out,

linking the latent elements of aggregate factor productivity to the underlying common factors of institutional quality.

This work therefore extends the scope of Latin-America's empirical business cycle and growth literatures by providing alternative reliable measures of TFP and institutional quality, and most importantly, by shedding light into the short to medium-term implications, institutions may have.

The rest of the chapter is organized as follows; section I explores the empirical links in Latin America and the Caribbean and presents the main practical limitations generally encountered when measuring TFP and institutional quality. The standard exploratory factor analysis model is described and implemented in section II. To finish, section III is devoted to the empirical assessment of the factor productivity-institutional quality relation.

## **I. Fluctuations in total factor productivity and the role played by institutions: empirical links, limitations and possible solutions**

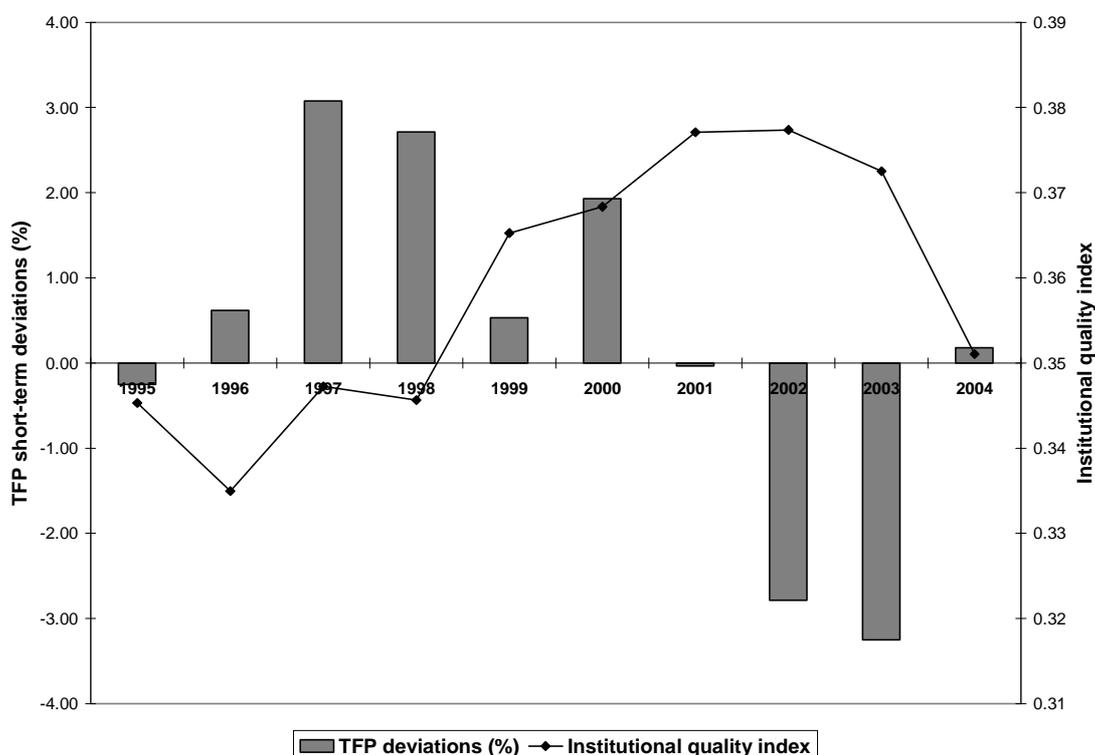
Latin American and Caribbean societies have experienced for the last ten years important economic and political changes that may have translated, through transformations in the underlying incentive structure of their economies, into major aggregate fluctuations (Santiso, 2006). In this sense, figure V.1 depicts the cyclic variations of total factor productivity and the evolution of institutional quality<sup>38</sup> in 21 Latin American and Caribbean economies.

First of all, we notice that the quality of institutions in the region constantly improved during the 1996-2000 period; second, throughout the same time span, short-term deviations in total factor productivity remained positive. Even more interesting is the fact that most decreases in institutional quality were associated to low TFP growth episodes or negative short-term deviations in aggregate productivity.

---

<sup>38</sup> Given our interest in short-term dynamics, we must rely on existing available annual data. In this sense, the Heritage Foundation's index of economic freedom represents, to our knowledge, the only freely available source, covering a sufficiently long period of time and a wide range of institutional dimensions.

**Figure V. 1. Short-term TFP shifts and institutional quality evolution in Latin America and the Caribbean (1995-2004)**



**Source: Author's calculations**

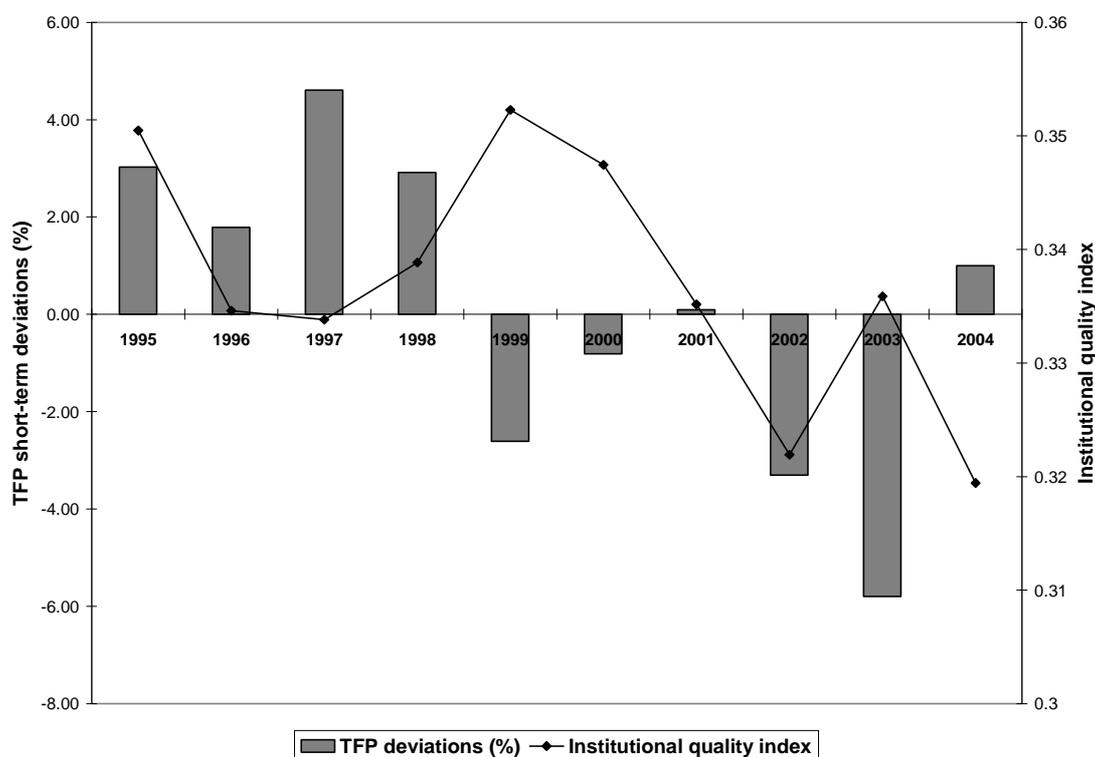
Short-term TFP fluctuations are approximated by the cyclic component of the Solow Residual (See Appendices VI and VII).

The institutional quality index corresponds to the Heritage Foundation's index of economic freedom (See Appendix VI). The scale is inverted in order to facilitate comprehension: high values represent high institutional quality.

Both variables are weighted by country-specific real GDP at constant US\$.

At the sub-regional level, figures V.2 and V.3 present the short-term evolution of TFP and institutional quality in the Andean Community of Nations (ACN) and the Common Market of the South (Mercosur). In the Andean countries, the evolution of institutional quality has not followed a clear pattern (figure V.2); nevertheless, from 1999 to 2004 a deterioration of institutions was roughly observed, notably due to political instabilities in Ecuador, Peru and Venezuela, at the same time cyclic deviations in aggregate productivity have been either negative or barely positive. Additionally, institutional quality in year 2004 was considerably lower than it was in the mid 90's.

**Figure V. 2. Short-term TFP shifts and institutional quality evolution in the ACN  
(1995-2004)**



**Source: Author's calculations**

The Andean Community is comprised of Bolivia Colombia, Ecuador, Peru and Venezuela Short-term TFP fluctuations are approximated by the cyclic component of the Solow Residual (See Appendices VI and VII).

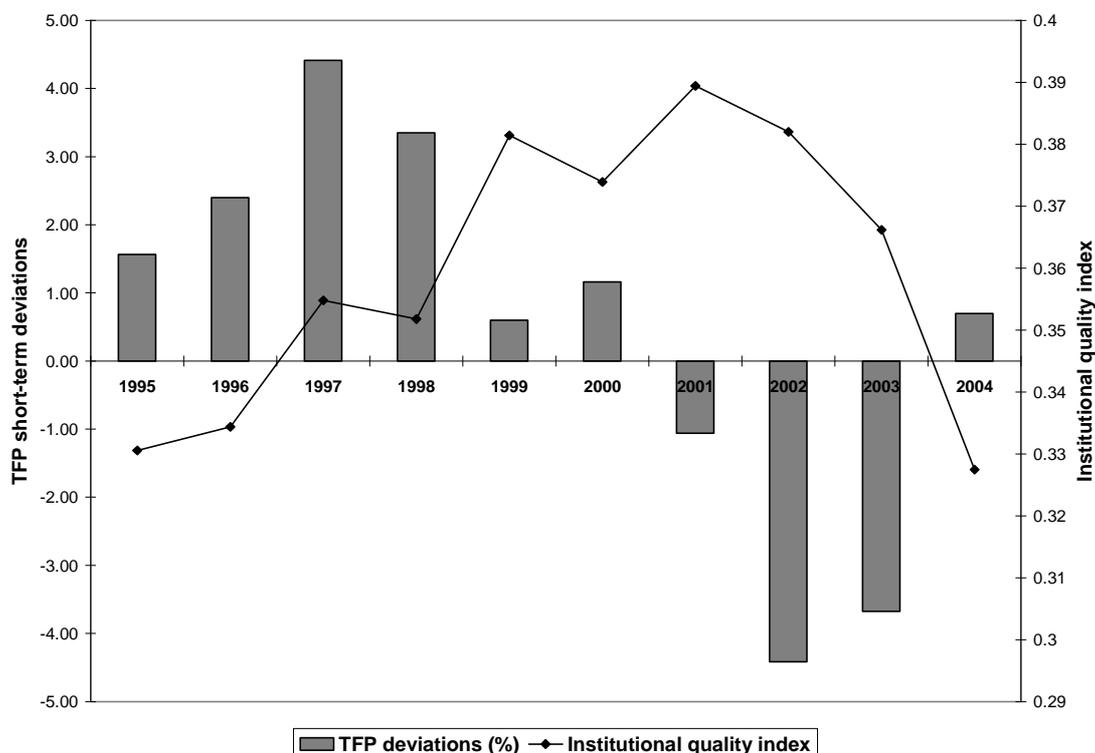
The institutional quality index corresponds to the Heritage Foundation's index of economic freedom (See Appendix VI). The scale is inverted in order to facilitate comprehension: high values represent high institutional quality.

Both variables are weighted by country-specific real GDP at constant US\$.

Regarding Mercosur (figure V.3), we notice that institutional quality and short-term total factor productivity evolved quite similarly during the period under consideration. From 1995 to 2001 we observe a positive tendency, followed by a sharp decline basically associated to the Argentinean crisis, attaining in 2004 an institutional quality score inferior to the one registered in 1995.

The empirical linkages between TFP and institutional quality in Latin America and the Caribbean are further analyzed by testing, from an econometric perspective, the robustness of the relationship. To this matter, table V.1 presents panel estimations of the cyclic component of aggregate productivity on our selected measure of institutional quality, using the aggregate index as well as its several components.

**Figure V. 3. Short-term TFP shifts and institutional quality evolution  
in Mercosur (1995-2004)**



**Source: Author's calculations**

Mercosur is comprised of Argentina, Brazil, Paraguay and Uruguay

Short-term TFP fluctuations are approximated by the cyclic component of the Solow Residual (See Appendices VI and VII).

The institutional quality index corresponds to the Heritage Foundation's index of economic freedom (See Appendix VI). The scale is inverted in order to facilitate comprehension: high values represent high institutional quality.

Both variables are weighted by country-specific real GDP at constant US\$

At a first glance, no important co-movement between institutions and the cyclic component of total factor productivity is found. In fact, the aggregate index of institutional quality is far from being significant; additionally, when incorporating the disaggregated constituents of the index, only *Monetary policy* and *Banking* appear to be statistically relevant. Nevertheless, these results are to be interpreted with caution, in fact, the empirical assessment of the relationship under study entails a number of important issues.

First, the institutional indicator depicts an empirical simplification through aggregation, which could be misleading, since the aggregation process involves grouping socio-economic dimensions with different intrinsic characteristics, such as *Informal market* and *Fiscal burden*. In other words, the aggregate index may wrongly suggest the existence of complete homogeneity

within the indicators that compose it, rendering the statistical (in)significance between TFP and institutions difficult to interpret.

**Table V. 1. OLS estimation**

Variable	TFP (1)	TFP (2)
<b>Aggregate index</b>	0.194 (0.63)	----- -----
<b>Trade</b>	-----	0.248 (1.00)
<b>Fiscal Burden</b>	-----	0.039 (0.99)
<b>Gov't Intervention</b>	-----	0.026 (1.47)
<b>Monetary Policy</b>	-----	<b>-0.046***</b> (-3.57)
<b>Foreign Investment</b>	-----	-0.009 (-0.65)
<b>Banking</b>	-----	<b>0.049**</b> (2.54)
<b>Wages &amp; Prices</b>	-----	-0.183 (-1.00)
<b>Property Rights</b>	-----	-0.194 (-0.79)
<b>Regulation</b>	-----	0.047 (1.20)
<b>Informal Market</b>	-----	0.038 (0.86)
<b>R-squared</b>	0.002	0.102
<b>Observations</b>	210	210

**Source: Author's calculations**

Dependent variable: Cyclic component of total factor productivity

t-statistics in parentheses

10% significance is denoted by (\*), 5% is denoted by (\*\*) and 1% is denoted by (\*\*\*)

Second, even if the outcome indicators are not completely homogeneous, they could be significantly correlated among them, therefore neutralizing or offsetting their impact on TFP.

Third, unobserved heterogeneity, at the regional and country-specific levels, may also influence both institutions and factor productivity; consequently, by not taking it into account, empirical results lose much of their significance.

Fourth, and possibly most importantly, a major difficulty in empirically evaluating the impact of institutions on TFP lays on the way these two macroeconomic aggregates are defined and measured. In the first place, total factor productivity is usually calculated as a residual, defined as the fraction of output that cannot be explained by changes in measurable productive factors, such as capital and labor<sup>39</sup>. Additionally, its computation relies on quite restrictive assumptions, ranging from ad-hoc production elasticities to Hicks-neutral technological change; regarding the latter hypothesis, standard growth accounting exercises suppose that technological innovation only affects TFP; nevertheless, it is to be expected that a productivity shift will also have an impact on capital accumulation through investment in enhanced technology; therefore, existing measures of factor productivity based on the Solow Residual formula can only partially account for actual TFP changes, which are essentially unobservable. Empirically, in the presence of measurement errors, differences in the quality of factors and changes in their relative intensities of production, total factor productivity may be seriously overestimated [Jorgenson and Griliches (1967), Barro (1988)]. To this matter, Bebczuk (2000) analyzes the sources of growth in 138 countries by the use of confirmatory factor analysis, a statistical technique designed to deal with unobservable or latent variables. Assuming the presence of unobserved technological innovations, and the existence of two transmission channels (savings and productivity), the author manages to accurately estimate a standard growth model. Nonetheless, factor productivity remains unmeasured, even though its long-term transmission mechanisms are accounted for.

In relation to institutions, definition and measurement are even harder problems to deal with. In general terms, good institutions ensure two desirable outcomes (IMF, 2005): equal access to economic opportunity, and protection in terms of property rights and remuneration to those providing production factors. In this sense, several indexes measuring different dimensions of institutional quality are currently available<sup>40</sup>; these indicators are based on a broad range of sources including interviews, surveys, ratings and national accounts. However, the information on institutional quality provided by these indexes remains very limited given the fact that they measure an outcome that might be explained not only by country-specific

---

<sup>39</sup> Deterministic and stochastic frontier analyses represent alternative solutions. These methods are however very demanding in terms of information. For an introduction see Coelli et al. (1998).

<sup>40</sup> See Appendix VI for sources and definitions.

institutional factors, which in practice are not directly observable or measurable, but also by other non-institutional external elements such as climatic shocks or fluctuations in international markets. To this matter, Kaufmann et al. (2004) construct, using an extension of the standard unobserved components model, six aggregate governance indicators, based on several hundred variables from different sources; accordingly, each of the six groups or clusters is expressed as a linear function of the unobserved common component of governance; nevertheless, information on the underlying quality of institutions is still incomplete since the analysis is performed on variables measuring an outcome which partially reflects the true unobserved quality of institutions.

In general terms, the limitations to empirically quantify total factor productivity and institutional quality may be associated to an unobservable variable problem. In fact current institutional indexes and Solow Residual's approximations can be considered as partial measures or outcome indicators of the latent true institutional and productivity structures. In this sense, a convenient though far from perfect solution resides in the application of *exploratory factor analysis*, a multivariate statistical technique which aims at explaining the underlying and unobservable structure of a given number of observed variables.

## **II. Measuring the unobservable characteristics of TFP and institutional quality through exploratory factor analysis**

### **- The standard model**

Exploratory factor analysis derives a set of latent dimensions, known as factors, which explain the measured variables, given the information on the interrelations among observed variables, i.e. the correlation matrix; put differently, exploratory factor analysis expresses the observed variables in terms of, or as a function of unobserved common and specific factors<sup>41</sup>.

---

<sup>41</sup> Factor analysis has a long tradition in social and natural sciences, with applications to psychology, sociology, geology and medicine (Kline, 1994).



Regarding institutional quality, we focus on outcome indicators reflecting the latent quality of institutions from economic and sociopolitical perspectives; given our interest in short-term dynamics, we must rely on existing annual data. To this matter, the ten categories of the Heritage Foundation's annual index of economic freedom and the two scores on sociopolitical liberties of the Freedom House's freedom in the world country ratings, from 1995 to 2004, represent the best available sources of institutional quality data for 21 Latin American and Caribbean countries<sup>43</sup>. In order to facilitate comprehension and to comply with most factor extraction methods, institutional variables from both sources are standardized. In this sense, we adopt a scale ranging from 0.2 to 1; a score of 0.2 denotes the existence of a socioeconomic and political environment not favorable to freedom, while a score of 1 characterizes the existence of a socioeconomic and political environment conducive to freedom. It is important to point out that our scaling actually corresponds to the inverse scale of the Heritage Foundation's indicators, in which different dimensions of economic freedom are rated on a 1 to 5 range: 1 representing the freest economic environments and 5 the least ones. Summary statistics are presented in table V.2.

**Table V. 2. Summary statistics of selected institutional quality outcome indicators in Latin America and the Caribbean (1995-2004)**

Variable	Obs.	Mean	Standard deviation			Min	Max
			Overall	Between	Within		
Trade	210	0.33	0.11	0.08	0.08	0.20	0.67
Fiscal Burden	210	0.31	0.06	0.05	0.04	0.21	0.62
Gov't Intervention	210	0.41	0.14	0.11	0.08	0.20	1.00
Monetary Policy	210	0.36	0.24	0.18	0.15	0.20	1.00
Foreign Investment	210	0.46	0.17	0.14	0.11	0.20	1.00
Banking	210	0.42	0.15	0.14	0.07	0.20	1.00
Wages & Prices	210	0.45	0.15	0.12	0.08	0.25	1.00
Property Rights	210	0.36	0.16	0.16	0.05	0.20	1.00
Regulation	210	0.31	0.08	0.07	0.04	0.20	0.50
Informal Market	210	0.28	0.08	0.07	0.04	0.20	0.67
Political rights	210	0.56	0.22	0.19	0.12	0.20	1.00
Civil liberties	210	0.47	0.15	0.13	0.08	0.23	1.00

**Source: Author's calculations based on Heritage Foundation (2005) and Freedom House (2005)**

The first ten indicators are the components of the Heritage Foundation's annual index of economic freedom

The last two indicators correspond to the Freedom House's freedom in the world country ratings

See Appendix VI for complete definitions

<sup>43</sup> See Appendix VII for complete descriptions.

First of all, we observe that the economic and sociopolitical outcome indicators of institutional quality are quite disappointing in Latin America and the Caribbean during the period under consideration; in fact, most index values are very close to the lower bound of our rating scale (0.2); furthermore, instability also seems to be an issue, particularly with respect to monetary policy and political rights. When decomposing the overall standard deviation of each indicator, we find as expected, given the slow evolution of institutions, that most of the variability is due to differences between countries.

Relating to total factor productivity, we center our attention on 3 measurable variables that we consider are good indicators of the unobserved true characteristics of TFP; these macroeconomic aggregates are: *Production, Investment and the Solow Residual*. Since our interest resides in the analysis of short-term dynamics, we will focus on the cyclic component of each of these variables, derived through Hodrick and Prescott's (1980) detrending procedure<sup>44</sup>. Summary statistics are presented in table V.3.

**Table V. 3. Summary statistics of selected macroeconomic aggregates in Latin America and the Caribbean (1995-2004)**

Variable	Obs.	Mean	Standard deviation			Min	Max
			Overall	Between	Within		
Production	210	0.005	0.04	0.01	0.04	-0.15	0.10
Investment	210	0.012	0.16	0.04	0.16	-0.72	0.50
Solow Residual	210	0.003	0.03	0.01	0.03	-0.15	0.09

**Source:** Author's calculations

Variables measured in terms of deviations from a long term stochastic trend  
See Appendix VI and Appendix VII for sources and definitions

From a regional perspective, macroeconomic short-term deviations are not very significant in Latin America and the Caribbean, during the 1995-2004 span; nevertheless, at the country-specific level, i.e. the within component of the overall standard deviation, cyclic fluctuations are far more important, notably with regard to investment, as illustrated by the minimal and maximal values observed in the sample. As an example, the investment short-term

<sup>44</sup> See Appendix VI and Appendix VII for sources and definitions. It is important to mention that cyclic components are computed for the 1960-2005 period. In order to keep a balanced set of results and accordingly to the time dimension of available institutional data, factor analysis is performed on the 1995-2004 subset.

deviation of -72% corresponds to the case of Venezuela in year 2003, while the 50% positive deviation belongs to Haiti in 1996.

- **Measuring total factor productivity**

Following the standard exploratory factor analysis methodology previously evoked, and in order to assess the pertinence of the procedure, we start by computing the correlation matrix of our 3 aggregate indicators (table V.4), for the 21 selected Latin American and Caribbean economies during the 1995-2004 period.

As we notice, interdependence among selected indicators is very important, as showed by the significant cross-correlation coefficients and the rejection of the null hypothesis that the variables are noncollinear (Bartlett's test of sphericity), therefore validating the use of factor analysis; furthermore the KMO measure of sampling adequacy is well above the 0.5 generally recommended value.

**Table V. 4. Correlation matrix of selected macroeconomic aggregates**

	<b>Production</b>	<b>Investment</b>	<b>Solow Residual</b>
<b>Production</b>	1		
<b>Investment</b>	<b>0.74*</b>	1	
<b>Solow Residual</b>	<b>0.78*</b>	<b>0.63*</b>	1
<b>Bartlett's test of sphericity</b>	Chi-sq: 359.8 p-value: 0.00	<b>KMO measure</b>	0.709

**Source: Author's calculations**

Significant correlations at the 5% level are denoted with an asterisk (for N=210,  $\rho=0.138$ )

Factor extraction is carried out using the maximum likelihood approach. In this sense, one common factor ( $f_1^{TFP}$ ) is identified based on two broadly used criteria: i) the rejection of the null hypothesis that the number of factors is superior to 1, and ii) a factor contribution superior to 60% of the overall common factor explained variation. In other words, a unique factor, which we associate to actual unobserved total factor productivity, is identified as the main source explaining common short-term variations in our 3 selected macroeconomic aggregates.

Factor rotation is thereafter performed and results are presented in table V.5. Factor loadings  $a_{ij} : \{i = 1, 2, 3; j = 1\}$  are depicted in the second column; they indicate to what extent the latent common factor previously identified, i.e. TFP, is related to variations in the observed variables. For instance, factor loadings are very high, thus illustrating the importance of unobserved aggregate productivity; additionally, the uniqueness of each variable, i.e. the proportion of a variable's total variation explained by specific factors ( $u_i$ ), is relatively low, attaining a maximum of 41% in the case of investment.

**Table V. 5. Rotated factor: TFP**

Variable	Factor loadings ( $\alpha$ )	Uniqueness
	$f_1^{TFP}$	
<b>Production</b>	0.96*	0.09
<b>Investment</b>	0.77*	0.41
<b>Solow Residual</b>	0.82*	0.33

**Source: Author's calculations**

Based on oblique promax factor rotation (see Appendix VIII)

Significant loadings at the 5% level are denoted with an asterisk (for N=210,  $\rho=0.138$ )

Finally, the last step of our factor analysis procedure consists in computing the estimated values of the factor associated to unobservable TFP ( $f_1^{TFP}$ ), for every country and every period under consideration. In this sense, factor scores are derived, by minimizing the sum of the squares of the specific factors ( $u_i$ ), through generalized least squares. Table V.6 illustrates the main results.

**Table V. 6. Scoring coefficients: TFP**

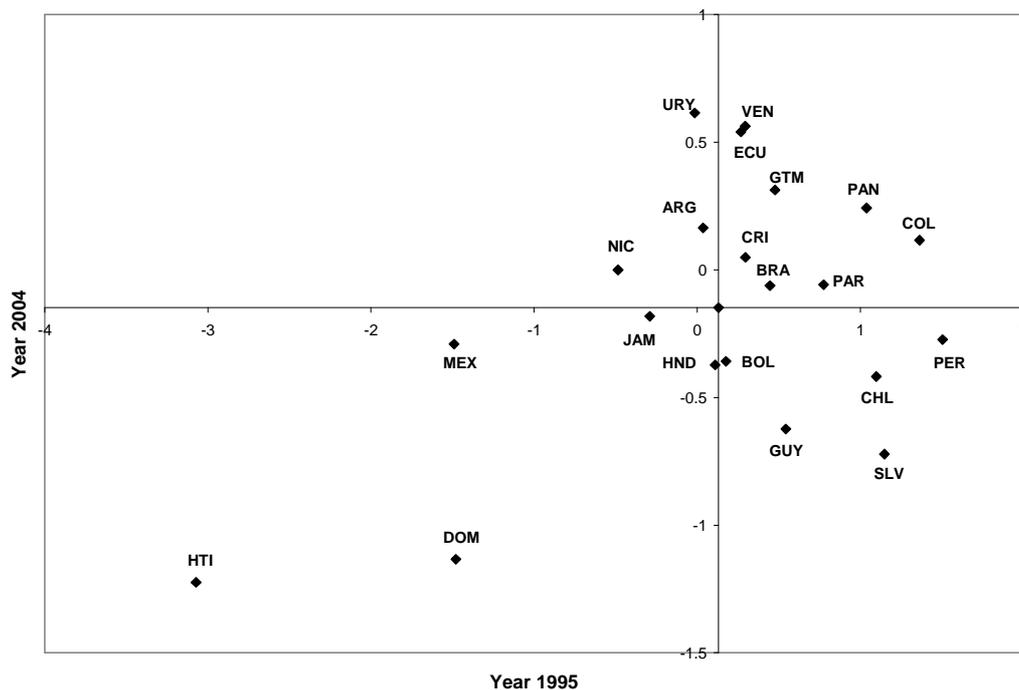
Variable	Factor $f_1^{TFP}$
<b>Production</b>	0.42
<b>Investment</b>	0.37
<b>Solow Residual</b>	0.38

**Source: Author's calculations**

Based on GLS estimation (see Appendix VIII)

Factors scores are then computed by combining each variable with its corresponding coefficient:  $f_{1,q,t}^{TFP} = 0.42 * production_{q,t} + 0.37 * investment_{q,t} + 0.38 * SR_{q,t}$ , where  $q$  and  $t$  respectively represent countries (21) and years (10). As an illustration, figure V.4 depicts the scores related to underlying TFP in the Latin American and Caribbean economies under analysis. The graph portrays the relative levels of total factor productivity in Latin America for years 1995 and 2004<sup>45</sup>. The upper right quadrant depicts the countries for which TFP was above the regional mean in the two years under consideration: these are for example the cases of Brazil, Colombia and Venezuela. Conversely, the lower left quadrant displays the countries for which TFP was below the regional mean; unfortunately, for countries like Haiti and the Dominican Republic total factor productivity was in average 10 times lower than in the rest of Latin America and the Caribbean.

**Figure V. 4. TFP in Latin America and the Caribbean: factor scores**



**Source: Author's calculations based on estimated factor scores**

See Appendix VI for definitions

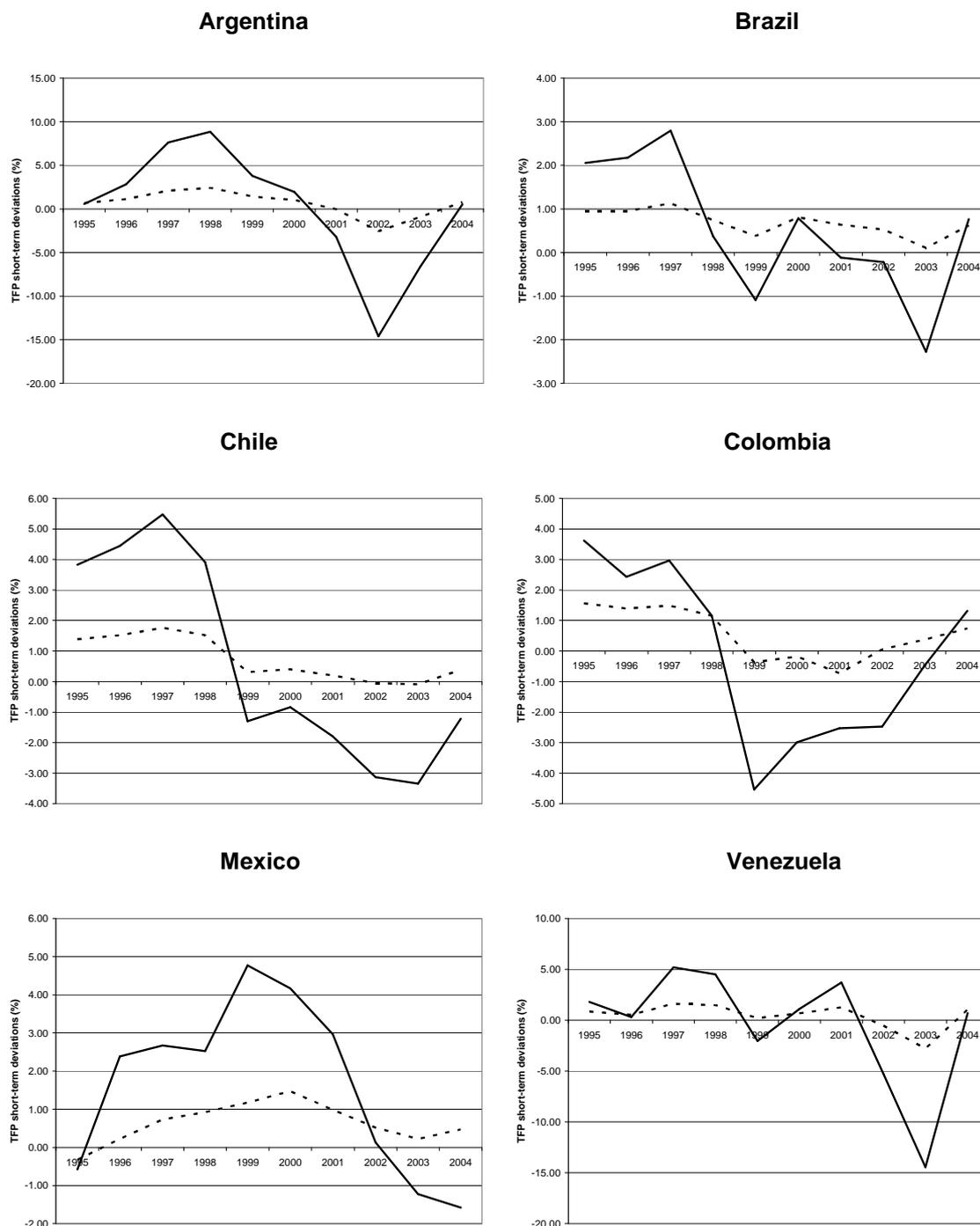
In 1995 average TFP deviation was 0.13; while in 2004 it was -0.15

<sup>45</sup> It is important to mention that factor scores are presented in differential format; therefore, a score of 0 corresponds to a factor score equal to the sample mean. In the same way a positive (negative) score is equivalent to a score above (below) the sample mean.

As previously evoked, Solow decompositions tend to systematically mismeasure actual TFP shifts; to this matter, factor analysis represents an alternative solution, in which the identified common factor, associated to unobserved aggregate productivity ( $f_1^{TFP}$ ), is by construction independent of specific errors in the observed outcome indicators ( $u_i$ ), i.e. production, investment and the Solow residual, which could be associated, for example, to qualitative and quantitative changes in the quality of production factors. In this sense, figure V.5 depicts the evolution of the cyclic components of total factor productivity, for a sub-group of Latin American economies, calculated by the standard growth decomposition and exploratory factor analysis.

We observe that total factor productivity measures derived from factor analysis are constantly lower in absolute value, than those obtained from the standard Solow decomposition methodology. A result consistent with the empirical evidence found in the traditional growth accounting literature, where residual approaches are likely to overvalue shifts in aggregate productivity in the presence of measurement errors.

Figure V. 5. Total factor productivity: Solow decomposition vs. Factor analysis



Source: Author's calculations

Dashed lines denote the cyclic component of TFP, measured by factor analysis. Factor scores are expressed in levels, using the sample means of the observed outcome indicators (See Appendix VIII, step 6). Solid lines denote the cyclic component of TFP, measured by the Solow residual (see appendices VI and VIII).

- **Measuring institutional quality**

As previously stated, our interest is centered on the underlying elements explaining institutional quality outcome indicators. Following the standard exploratory factor analysis methodology, we start by evaluating the viability of the statistical procedure. To this matter, cross-correlations are computed and adequacy tests are performed. Results, for the 21 selected Latin American and Caribbean economies during the 1995-2004 period, are presented in table V.7.

We observe that significant interdependency among indicators is widespread. Particularly high correlations (above 0.6), which may point towards the existence of common latent factors, are distinguished between *Banking and Monetary policy*, *Property rights and Regulation*, *Property rights and the Informal market*, as well as between *Political rights and Civil liberties*. Regarding the adequacy of the sample, to be analyzed via factor analysis, we find that Bartlett's test of sphericity rejects the null hypothesis of independence; additionally, the KMO measure is well above the 0.5 suggested value.

**Table V. 7. Correlation matrix of selected institutional quality indicators**

	Trade	Fiscal Burden	Gov't Intervention	Monetary Policy	Foreign Investment	Banking	Wages & Prices	Property Rights	Regulation	Informal Market	Political rights	Civil liberties
Trade	1.00											
Fiscal Burden	0.13	1.00										
Gov't Intervention	0.19*	0.10	1.00									
Monetary Policy	0.03	-0.02	0.12	1.00								
Foreign Investment	0.31*	0.13	0.11	0.18*	1.00							
Banking	0.14*	-0.06	0.07	0.62*	0.30*	1.00						
Wages & Prices	0.41*	0.20*	0.15*	0.31*	0.23*	0.28*	1.00					
Property Rights	0.36*	0.29*	0.31*	0.04	0.14*	0.04	0.14*	1.00				
Regulation	0.23*	0.15*	0.28*	0.25*	0.25*	0.25*	0.21*	0.62*	1.00			
Informal Market	0.25*	0.10	0.34*	0.26*	0.10	0.20*	0.16*	0.73*	0.56*	1.00		
Political rights	0.27*	0.12*	0.10	0.30*	0.14*	0.29*	0.44*	0.28*	0.26*	0.42*	1.00	
Civil liberties	0.23*	0.13	0.19*	0.23*	0.10	0.13	0.20*	0.50*	0.30*	0.51*	0.69*	1.00
Bartlett's test of sphericity			chi-square: 909.30	KMO measure of sampling adequacy			0.71					
			p-value: 0.00									

**Source: Author's calculations**

Significant correlations at the 5% level are denoted with an asterisk (for N=210,  $p=0.138$ )

Factor extraction is thereafter performed following the, previously evoked, maximum likelihood approach. A major concern is the determination of the number of factors to be analyzed; in this sense, hypothesis testing, based on nested maximum likelihood estimation,

indicates the existence of 6 significant factors; nevertheless, it is well known that this procedure tends to overvalue the number of factors to be selected, as the number of observed variables increases (Klein, 1994), given that it detects every common factor, even if its explaining power is very low. An alternative selection criterion is based on the cumulative variance contribution of each unobserved pattern to the overall common factor explained variation; following this procedure 3 factors are retained, which account for 63% of total common factor explained variation. Put differently, 3 institutional underlying patterns or latent dimensions are identified as the main sources explaining common variation in our selected set of 12 institutional quality outcome indicators.

Factor rotation is carried out (table V.8), the objective being to find a parameterization in which each variable has only a small number of large loadings; that is, each variable is affected by a small number of factors. In this sense, loadings  $a_{ij} : \{i = 1, 2, \dots, 12; j = 1, 2, 3\}$  are depicted in the second, third and fourth columns; our first common factor ( $f_1^{POL}$ ) is significantly and positively related to *Wages and Prices*, *Political rights* and *Civil liberties*; given the social and political dimensions of this factor we associate it to sociopolitical liberties<sup>46</sup>. Our second common factor ( $f_2^{ECON}$ ), which we associate to economic liberties, is importantly correlated with economic policy aggregates such as *Trade*, *Fiscal burden*, *Government intervention*, *Property rights*, *Regulation* and *Informal market*. Lastly, our third common factor ( $f_3^{FIN}$ ), which we interpret as a broad measure of financial liberty, is highly related to *Monetary policy*, *Foreign investment* and *Banking*. To sum up, given the available institutional information, we identify sociopolitical, economic and financial liberties<sup>47</sup> as the main common underlying dimensions of institutional quality in our sample of Latin American and Caribbean countries.

Relating to factor loadings, it is important to mention that when identifying common factors, only the largest variable-specific loadings are considered. In fact, we observe that for example *Trade* is also significantly correlated with the sociopolitical factor (loading of 0.15);

<sup>46</sup> Intuitively, *Wages and Prices* don't seem to be directly related to sociopolitical liberties, nevertheless this indicator, which is associated to the existence of minimum wage laws and price controls, may be measuring the bargaining power of unions and pressure groups, which in contrast are undoubtedly associated to sociopolitical liberties.

<sup>47</sup> Isaiah Berlin (1969) distinguishes between two concepts of liberty: negative liberty, which refers to an individual's liberty from being subjected to the authority of others; and positive liberty, which is defined in terms of the opportunity and ability to act to fulfill one's own potential. Our indicators appear to be more related to the concept of negative liberty, in the sense that they mostly refer to freedom from coercion.

nevertheless, the highest trade-specific loading (0.31) is the one corresponding to the economic liberty factor. Additionally, two factor loadings require a more detailed explanation, these are the cases of the significant loadings associated to *Political rights* and *Property rights*; we notice that both coefficients are slightly superior to 1, which means that sociopolitical and economic common factors account for the entire variation in the mentioned indicators.

**Table V. 8. Rotated factors: institutions**

Variable	Factor loadings ( $\alpha$ )			Uniqueness
	$f_1^{POL}$	$f_2^{ECON}$	$f_3^{FIN}$	
<b>Wages &amp; prices</b>	<b>0.35*</b>	0.02	0.26*	0.75
<b>Political rights</b>	<b>1.01*</b>	-0.06	0.03	0.00
<b>Civil liberties</b>	<b>0.61*</b>	0.30*	-0.07	0.42
<b>Trade</b>	0.15*	<b>0.31*</b>	0.05	0.83
<b>Fiscal burden</b>	0.06	<b>0.27*</b>	-0.11	0.91
<b>Gov't intervention</b>	-0.05	<b>0.34*</b>	0.11	0.88
<b>Property rights</b>	-0.02	<b>1.02*</b>	-0.12	0.01
<b>Regulation</b>	-0.04	<b>0.64*</b>	0.24*	0.51
<b>Informal market</b>	0.15*	<b>0.68*</b>	0.11	0.39
<b>Monetary policy</b>	0.05	0.00	<b>0.74*</b>	0.43
<b>Foreign investment</b>	-0.01	0.13	<b>0.31*</b>	0.88
<b>Banking</b>	0.01	0.00	<b>0.80*</b>	0.36

**Source: Author's calculations**

Based on oblique promax factor rotation (see Appendix VIII)

Significant loadings at the 5% level are denoted with an asterisk (for N=210,  $\rho=0.138$ )

This perfect fit is obtained from the rotation procedure, however, when considering the unrotated factor matrix (results not shown), derived loadings are closer to the 0.90 value. Regarding uniqueness (fifth column of table V.8), we notice that most of the variability in observed indicators is due to specific factors ( $u_i$ ), which is compatible with the assumption that institutional quality outcome indexes are measured with error.

The next and last step of our factor analysis procedure consists in computing the approximated values of the factors associated to underlying institutional quality ( $f_1^{POL}, f_2^{ECO}, f_3^{FIN}$ ), for every country and every period. As before, factor scores are estimated, by minimizing the sum of the squares of the specific factors ( $u_i$ ), through generalized least squares. The main results are presented in table V.9.

**Table V. 9. Scoring coefficients: institutions**

Variable	Factors		
	$f_1^{POL}$	$f_2^{ECON}$	$f_3^{FIN}$
<b>Wages &amp; prices</b>	<b>0.29</b>	-0.04	0.20
<b>Political rights</b>	<b>0.61</b>	-0.08	-0.03
<b>Civil liberties</b>	<b>0.39</b>	0.09	-0.09
<b>Trade</b>	0.12	<b>0.19</b>	0.02
<b>Fiscal burden</b>	0.07	<b>0.25</b>	-0.19
<b>Gov't intervention</b>	-0.12	<b>0.26</b>	0.11
<b>Property rights</b>	-0.07	<b>0.39</b>	-0.12
<b>Regulation</b>	-0.09	<b>0.27</b>	0.13
<b>Informal market</b>	0.05	<b>0.26</b>	0.03
<b>Monetary policy</b>	-0.01	-0.04	<b>0.48</b>
<b>Foreign investment</b>	-0.06	0.08	<b>0.36</b>
<b>Banking</b>	-0.03	-0.04	<b>0.50</b>

Source: Author's calculations

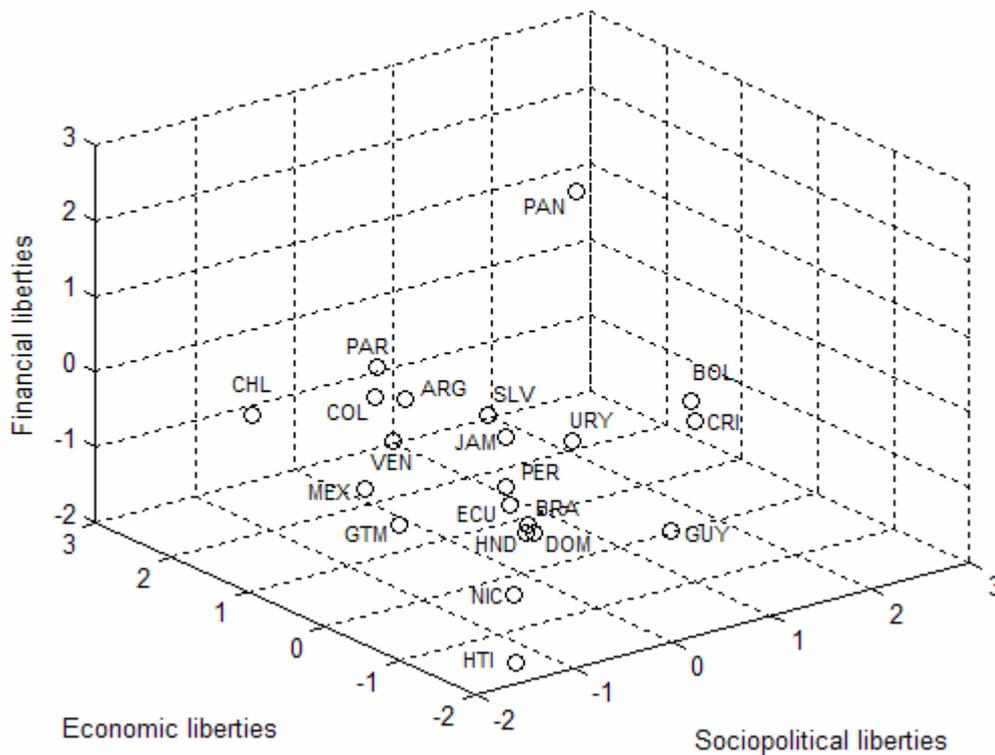
Based on GLS estimation (see Appendix VIII)

Factors scores for our three latent institutional quality patterns are then computed by combining each variable, for every period and every country, with its corresponding coefficient. As an illustration, figures V.6, and V.7 portray the scores related to sociopolitical, economic and financial liberties in Latin American and the Caribbean, for years 1995 and 2004<sup>48</sup>.

<sup>48</sup> See footnote #45

We observe that in 1995 the country with the best relative institutional quality, as measured by our 3 underlying dimensions, is Panama; whereas, the country with the worst relative institutional quality is Haiti. For countries like Costa Rica and Bolivia sociopolitical liberties are very high, conversely, economic liberties in these two countries are closer to the regional mean. Another interesting case is Chile, a country for which institutional quality basically corresponded to economic liberties. Considering the region as a whole, we notice that financial liberty is not very present; in fact, the highest scores are generally associated to economic liberty.

**Figure V. 6. Institutional quality in Latin America and the Caribbean: factor scores (1995)**



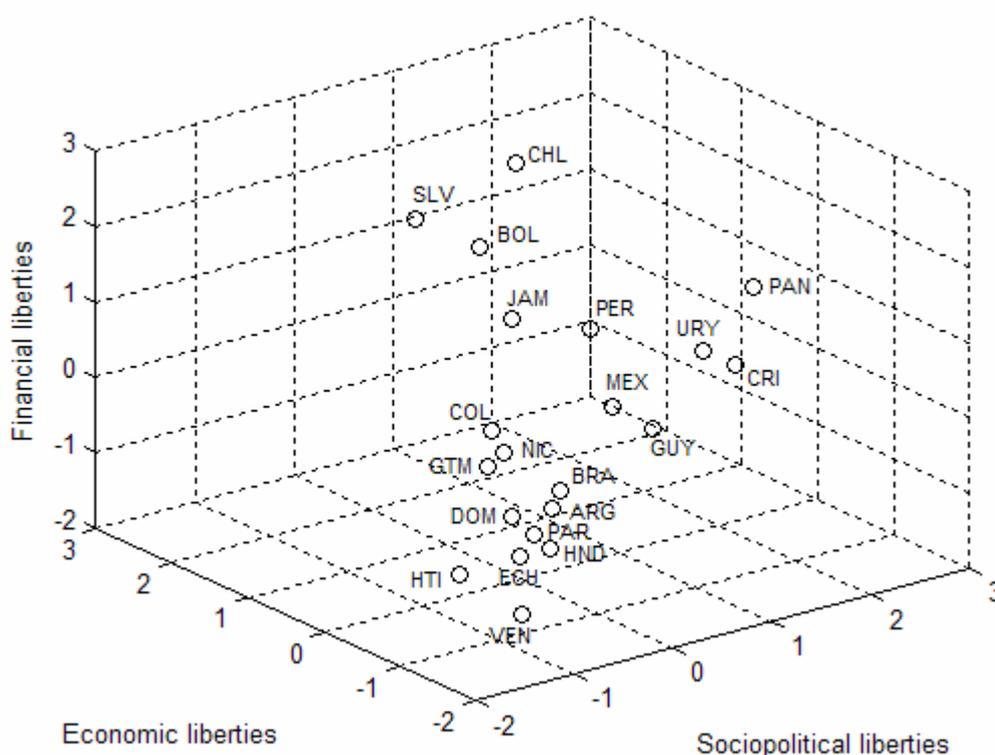
**Source: Author's calculations based on estimated factor scores**

See Appendix VI for definitions

Regarding year 2004 (figure V.7), sociopolitical, economic and financial liberties have positively evolved for most of the countries under analysis. In this sense, the highest relative institutional quality score corresponds to Chile, while the lowest score is for Venezuela. In the case of Chile overall institutional quality increased relative to 1995, thanks to significant

improvements in financial and sociopolitical liberties; in this same positive institutional quality tendency, we find countries like El Salvador, Mexico and Peru. On the other side of the spectrum, for countries like Argentina Paraguay and specially Venezuela, institutional quality has been regressing in each of the three identified dimensions.

**Figure V. 7. Institutional quality in Latin America and the Caribbean: factor scores (2004)**



**Source: Author's calculations based on estimated factor scores**  
See Appendix VI for definitions

In general terms we have managed, through factor analysis, to identify from a given set of macroeconomic aggregates and institutional measures, a relevant group of specific latent patterns that we associate to unobservable total factor productivity and institutional quality in Latin America and the Caribbean. Nevertheless, results are to be interpreted with caution; in fact, the existence of several factor extraction methods, only exceeded by the available number of factor rotation procedures, the relative shortness and reliability of our sample, and the subjectivity involved when defining common factors, render any generalization inappropriate. In this sense, our results are consistent given the adopted methodology and the available data.

In the following section, we extend the analysis one step further, and try to elucidate the relationship, if there is any, between TFP short-term deviations and institutions.

### III. TFP fluctuations and institutions: an empirical assessment

#### - Data and empirical formulation

As previously mentioned, we will focus on the existence of a short-term relationship between what has been generally acknowledged as the main source of cyclic fluctuations in the region, i.e. total factor productivity [Hoffmaister and Roldos (1997), Ahmed (2003), Arreaza and Dorta (2004)], and the underlying incentive structure in which it builds up, i.e. institutions [North (1990), Dawson (1998), Girma et al. (2003)].

The data employed in this empirical evaluation are the factor scores derived in the preceding section; they are associated to the latent dimensions of TFP and institutional quality. In order to facilitate comprehension, factor scores are converted from their differential format into levels, using the sample means of observed outcome indicators. The sample therefore includes yearly observations covering the 1995-2004 period, for 21 selected Latin American and Caribbean economies (210 observations). Taking advantage of the panel characteristics of our dataset, we adopt the following empirical specification:

$$f_{i,t}^{TFP} = \alpha_0 + \alpha_1 f_{i,t}^{POL} + \alpha_2 f_{i,t}^{ECON} + \alpha_3 f_{i,t}^{FIN} + w_t + v_i + q_{i,t-1} + e_{it} \quad (2)$$

where  $f_{i,t}^{TFP}$ ,  $f_{i,t}^{POL}$ ,  $f_{i,t}^{ECON}$ ,  $f_{i,t}^{FIN}$  correspondingly denote: underlying total factor productivity, sociopolitical liberty, economic liberty and financial liberty in country ( $i$ ) at time ( $t$ ). The vector of time-dummy variables controlling for common time-varying-effects is represented by  $w_t$ , whereas, country-specific unobservable heterogeneity is represented by  $v_i$ . Country-specific time varying effects, associated to international shocks, are approximated by changes in the terms of trade and denoted by  $q_{i,t-1}$ ; we use one-period lagged values of the terms of trade in order to reduce the risk of endogeneity, and assuming that international shocks do not

immediately translate into cyclic deviations at the country level. Finally  $e_{i,t}$  depicts idiosyncratic disturbances. It is important to mention that the assumed functional form suggests the existence of perfect substitutability between institutional factors; in this sense, even though this assumption may seem unrealistic, the adoption of a more complex functional form in which, for example, institutional factors could be complementary, would entail the existence of a well defined theoretical framework. Since our approach is rather exploratory we prefer to adopt an empirical specification easier to interpret.

Regarding the expected effects of each institutional quality dimension on the cyclic component of aggregate productivity, we rely on previous analyses borrowed mainly from the literature on the deep sources of growth; even though our focus is not on long-term relationships this literature provides good insight into the various institutional mechanisms that contribute to economic growth. In this sense, conflicting interpretations sometimes arise; for instance, the presence or the absence of democracy, which can be considered as a reflection of the state of sociopolitical liberties, has been found to have an ambiguous impact on growth; from a theoretical perspective, democratic regimes are deemed to credibly commit to protect and enhance property rights and contracts [Olson (1993), Clague et al. (1996)], nevertheless, democracy can also represent a risk to sustainable growth, given that it may be susceptible to pressures from interest groups, which may induce growth-detering policies (Persson and Tabellini, 1992). From an empirical perspective, the overall effect of democracy on growth is found to be weakly negative and nonlinear or simply inexistent [Barro (1996), Alesina et al. (1996)]. Relating to the soundness of economic policy, which can be associated to our definition of economic liberty, and its impact on economic activity, the empirical literature consistently points towards the existence of a positive significant relationship between sound macroeconomic policies and growth [Acemoglu et al. (2001), Rodrik et al. (2004)]. From a microeconomic perspective, institutions may also play a determinant role on the evolution of aggregate TFP when considering restructuring and reallocation at the firm level. For instance, institutional change, as measured by policy reforms, may translate into increased productivity by favoring allocative efficiency, i.e. the concentration of activities in more productive plants in a given sector, as demonstrated by Eslava et al. (2006) in the case of Colombia. Lastly, in relation to financial liberties, two distinct arguments are generally advanced; on the one hand, financial

development is supposed to have a positive impact on growth by reducing information and transaction costs, which in turn facilitate capital accumulation and technological innovation (Levine, 1997); on the other hand, financial liberalization is deemed to negatively impact growth in developing countries by making economies more prone or vulnerable to banking and currency crises, given the existence of asymmetric information in financial markets and the lack of appropriate regulatory frameworks [Andersen and Tarp (2003), Loayza and Rancière (2005)].

- **Estimation results**

Before embarking on the econometric estimation of equation (2), it is important given the relative long time dimension of our dataset, to test whether our series are stationary or not; In fact, the presence of unit roots could seriously undermine the reliability of standard regression analysis, by implying the acceptance, based on biased significance statistics, of spurious relationships. To this matter, we implement the Levin, Lin and Chin (2002) test, where the null hypothesis is that all variables are non stationary; based on an augmented Dickey-Fuller regression, the procedure imposes homogeneity on the autoregressive coefficients, which indicate the presence or absence of a unit root, while the intercept and the trend can vary across individual series; three sets of tests, with country-specific constants and trends, are performed; different lags of the dependent variables are used in order to correct for the possible presence of correlation in the residuals; results are presented in table V.10.

**Table V. 10. Levin, Lin, and Chin panel unit root tests**

Variable	Lag(0)	Lag(1)	Lag(2)
$f_{i,t}^{TFP}$	-4.50 (0.000)	-5.51 (0.000)	-15.49 (0.000)
$f_{i,t}^{POL}$	-6.63 (0.000)	-3.46 (0.000)	-6.76 (0.000)
$f_{i,t}^{ECO}$	-12.48 (0.000)	-4.86 (0.000)	-4.23 (0.000)
$f_{i,t}^{FIN}$	-7.55 (0.000)	-5.34 (0.000)	-1.05 (0.147)
Observations	189	168	147

**Source: Author's calculations**

Tests performed with country-specific constants and trends

P-values in parentheses

We notice that the null hypothesis of non-stationarity is rejected at the 1% significance level in almost every case, with the exception of the financial liberty variable when 2 lags are included in the augmented Dickey-Fuller estimation; nevertheless in this last case, acceptance of the null is very close to the rejection area. Therefore, in general terms, selected variables can be considered to be stationary.

Turning now to the empirical specification depicted in equation (2), we evaluate the relationship between institutional liberties and the cyclic element of factor productivity by means of the fixed effects estimator (FE). The reason for using fixed effects rather than random effects relies on the assumption that time-invariant unobservable heterogeneity, as for example geographical location, is correlated with the latent dimensions of institutional quality (sociopolitical, economic and financial liberties). Fixed effects estimations and post-estimation tests (autocorrelation and heteroskedasticity) are presented in table V.11; the first column corresponds to the results obtained from using the entire sample of 21 countries, while the second and third columns correspond to the estimates derived from subsamples of Andean and Mercosur countries.

**Table V. 11. Fixed effects estimation**

Variable	All countries (3)	ACN (4)	Mercosur (5)
<b>Sociopolitical liberty</b>	-0.118 (-0.68)	-0.057 (-0.18)	0.014 (0.02)
<b>Economic liberty</b>	<b>0.866**</b> (2.41)	0.178 (0.20)	<b>1.619*</b> (2.03)
<b>Financial liberty</b>	<b>-0.440**</b> (-2.21)	-0.417 (-0.82)	<b>-0.683*</b> (-1.77)
<b>R-squared</b>			
within	0.347	0.551	0.755
between	0.013	0.644	0.319
overall	0.196	0.453	0.696
<b>Post-estimation tests</b>			
heteroskedasticity	Chi2(21)=2118.09	Chi2(5)=44.11	Chi2(4)=6.16
p-value	0.000	0.000	0.187
autocorrelation	F(1,20)=16.96	F(1,4)=6.68	F(1,3)=47.18
p-value	0.000	0.061	0.006
<b>Observations</b>	210	50	40

**Source: Author's calculations**

Dependent variable: cyclic component of TFP, derived by factor analysis

Intercepts, time dummies and controls are omitted

t-statistics in parentheses

10% significance is denoted by (\*), 5% is denoted by (\*\*) and 1% is denoted by (\*\*\*)

When considering the entire sample, we observe that economic and financial liberties are quite significant in explaining short-term TFP deviations. For instance, economic liberty is, as expected, positively related to aggregate factor productivity, whereas, the relationship between TFP and financial liberty is negative, apparently corroborating the vulnerability argument; regarding sociopolitical liberty, its impact is far from being relevant, in accordance with most of the empirical literature previously evoked and the fact that sociopolitical changes are not very recurrent in the short-term. In the cases of the Andean and Mercosur countries, we notice that for the former, no explaining variable is significantly related to factor productivity, while for the latter sub-regional group, a weakly significant relation is found between TFP and both economic and financial liberties.

Results are however to be taken with caution, since heteroskedasticity (Breusch-Pagan test) and autocorrelation (Wooldridge test) are significantly present in the residuals (bottom part of table V.11, column 3), consequently, the fixed effects estimator may be inefficient and severely biased. Another serious limitation is related to the endogeneity of the explicative variables; in fact, it is reasonable to assume that total factor productivity could also have an impact on institutional quality indicators, given that TFP variations would translate into growth fluctuations, which in turn could influence the adoption of policies and the overall evolution of sociopolitical, economic and financial liberties. In order to cope with these shortcomings, the model presented in equation (2) is estimated using the instrumental variable (IV) approach, assuming that latent institutional quality indicators are endogenously determined, and correcting for the presence of heteroskedasticity and autocorrelation in the residuals. Results are presented in table V.12.

First stage estimations are depicted in columns (6) to (8); to this matter, a major concern is the selection of instruments, in fact, we are looking for variables that are strongly correlated with our measures of sociopolitical, economic and financial liberties, and at the same time independent of total factor productivity. As is generally the case in empirical macroeconomics, good instruments are difficult to find, even more, when trying to identify the impact of institutional variables on aggregate growth. In this sense, the temporal dimension of our dataset impedes the utilization of generally accepted institutions-related instruments such as initial geographical conditions or specific colonization characteristics (Acemoglu et al, 2001,

2003), which in our case, are accounted for through the fixed effects within transformation. Consequently, we use lagged values of the endogenous variables, i.e. institutional liberties, as well as exogenous time-period dummies and lagged international shocks as instruments; in order to reduce as much as possible the risk of correlation between the institutional instruments and the error term ( $e_{i,t}$ ) we employ two-period lags.

**Table V. 12. Fixed effects instrumental variable estimation**

Variable	Sociopolitical liberty (6)	Economic liberty (7)	Financial liberty (8)	TFP (9)
<b>Sociopolitical liberty (t-2)</b>	<b>0.443***</b> (3.00)	-0.064 (-1.23)	-0.018 (-0.16)	-----
<b>Economic liberty (t-2)</b>	<b>0.446**</b> (2.24)	<b>0.228***</b> (3.43)	<b>0.433*</b> (1.71)	-----
<b>Financial liberty (t-2)</b>	-0.123 (-0.93)	-0.065 (-1.17)	<b>0.370**</b> (2.54)	-----
<b>Sociopolitical liberty</b>	-----	-----	-----	-0.558 (-0.84)
<b>Economic liberty</b>	-----	-----	-----	<b>3.430*</b> (1.87)
<b>Financial liberty</b>	-----	-----	-----	<b>-1.136**</b> (-2.02)
<b>Centered R-squared</b>	0.223	0.295	0.268	0.251
<b>Post-estimation tests</b>				
excluded instruments (Shea)	F(3,136)=5.57	F(3,136)=4.20	F(3,136)=9.71	-----
p-value	0.001	0.007	0.000	-----
underidentification (Anderson)	-----	-----	-----	Chi2(1)=10.07
p-value	-----	-----	-----	0.002
<b>Observations</b>	168	168	168	168
<b>Regressors</b>	-----	-----	-----	11
<b>Instruments</b>	-----	-----	-----	11
<b>Excluded instruments</b>	-----	-----	-----	3

**Source: Author's calculations**

Intercepts, time dummies and controls are omitted

Computed small sample standard-errors are corrected for the presence of heteroskedasticity and autocorrelation

t-statistics in parentheses

10% significance is denoted by (\*), 5% is denoted by (\*\*) and 1% is denoted by (\*\*\*)

Taking a closer look at first stage regressions, we observe that instruments are highly correlated with the endogenous variables, as illustrated by the strong rejection of the null hypothesis of the importance of excluded instruments (Shea, 1997); furthermore and from an institutional perspective, lagged economic liberty appears to significantly influence current

sociopolitical and financial liberties (columns 6 to 8). Turning now to the instrumented second stage equation (column 9), we notice that estimated coefficients corroborate the outcome previously determined via OLS fixed effects estimation (table V.11); additionally, the existence of correlation between our set of instruments and the residual, i.e. model underidentification, is strongly rejected (Anderson's canonical correlation likelihood test)<sup>49</sup>.

In terms of results, sociopolitical liberty is not importantly correlated with the cyclic component of TFP, whereas, economic and financial liberties appear to be significantly so. Consequently, it is reasonable to assume that sound macro policies such as openness to trade, fiscal stability or reduced government intervention foster economic growth not only in the long-run but also at business cycle frequencies. In relation to financial liberties, our results point towards the short-term vulnerability hypothesis (Loayza and Rancière, 2005), which asserts that in the presence of asymmetric information in financial markets and deficient regulatory frameworks, as is the case in most Latin American and Caribbean countries, financial liberalization may negatively affect growth.

Regarding the hypothesized functional relationship between short-term TFP and institutional quality, some changes are introduced with the aim of accounting for the high degree of persistence generally observed, when empirically analyzing the short-term evolution of factor productivity [Kydland and Prescott (1982), Long and Plosser (1983)]. To this matter, one-period lagged TFP is incorporated in the functional form:

$$f_{i,t}^{TFP} = \alpha_0 + \beta_1 f_{i,t-1}^{TFP} + \alpha_1 f_{i,t}^{POL} + \alpha_2 f_{i,t}^{ECON} + \alpha_3 f_{i,t}^{FIN} + w_t + v_i + e_{it} \quad (3)$$

as previously stated,  $f_{i,t}^{TFP}$ ,  $f_{i,t}^{POL}$ ,  $f_{i,t}^{ECON}$ ,  $f_{i,t}^{FIN}$  depict underlying total factor productivity, sociopolitical liberty, economic liberty and financial liberty in country ( $i$ ) at time ( $t$ ). The vector of time-dummy variables controlling for common time-varying-effects is represented by  $w_t$ , whereas, country-specific unobservable heterogeneity is represented by  $v_i$ . Finally  $e_{it}$  depicts idiosyncratic disturbances.

Given the presence of the autoregressive parameter ( $\beta_1$ ), the relatively small time-dimension of our dataset and the existence of endogeneity, equation (5) is empirically

---

<sup>49</sup> The null hypothesis of the test is that the matrix of reduced form coefficients is not of full rank, i.e. the equation is underidentified. The test statistic provides a measure of instrument relevance, and rejection of the null indicates that the model is identified (Hall et al. 1996).

approximated using the system generalized method of moments estimator (S-GMM) suggested by Arellano and Bover (1995), and further developed by Blundell and Bond (1998). To this matter, 2-period lagged differences of the variables ( $t-2$ ) are used as instruments for the equations in levels; additionally, 2-period lagged levels ( $t-2$ ) are employed as instruments for the equations in first differences. In order to detect whether serious sample biases are present in our analysis, the factor productivity-institutions relationship is also estimated by using standard ordinary least squares (OLS) and fixed effects (FE). Results are depicted in table V.13.

As it is generally acknowledged, the autoregressive coefficient ( $\beta_1$ ) is expected to be biased upwards, when estimated by OLS, due to correlation of the lagged dependent variable with the country-specific effects. Conversely, the autoregressive parameter is deemed to be biased downwards, when estimated by fixed effects, given that by eliminating the unknown country-specific effects from each observation, through the within transformation, correlation between the explanatory variables and the residuals is created.

**Table V. 13. Dynamic estimations: OLS, FE, S-GMM**

Variable	OLS (10)	Fixed Effects (11)	System GMM (12)
<b>TFP (t-1)</b>	<b>0.453***</b> (7.15)	<b>0.418***</b> (6.12)	<b>0.442**</b> (2.11)
<b>Sociopolitical liberty</b>	0.013 (0.16)	-0.102 (-0.66)	-0.210 (-0.53)
<b>Economic liberty</b>	0.023 (0.21)	0.472 (1.34)	<b>1.256*</b> (1.82)
<b>Financial liberty</b>	-0.123 (-1.50)	<b>-0.608***</b> (-3.28)	-0.284 (-0.62)
<b>R-squared</b>	0.481	0.370	0.290
<b>Post-estimation tests</b>			
overidentification (Hansen)	-----	-----	Chi2(8)=8.66
p-value	-----	-----	0.371
AR(1) (Arellano-Bond)	-----	-----	z=-2.17
p-value	-----	-----	0.030
AR(2) (Arellano-Bond)	-----	-----	z=-1.57
p-value	-----	-----	0.116
<b>Observations</b>	189	189	189
<b>Instruments</b>	-----	-----	21

**Source: Author's calculations**

Dependent variable: cyclic component of TFP, derived by factor analysis

Intercepts and time dummies are omitted

t-statistics in parentheses

10% significance is denoted by (\*), 5% is denoted by (\*\*) and 1% is denoted by (\*\*\*)

The S-GMM R-squared corresponds to the correlation coefficient between the cyclic component of TFP, derived by factor analysis, and its estimated counterpart.

From an econometric perspective, S-GMM estimation is fairly robust, the coefficient of lagged total factor productivity lies, as expected, between the upper OLS and lower FE boundaries; moreover, instruments adequacy is confirmed by the non rejection of the null hypothesis of system overidentification (Hansen's test), the presence of first order autocorrelation and the absence of second order residual correlation (Arellano and Bond's tests). From an economic perspective, results indicate that once dynamic effects are taken under consideration, only economic liberty exerts a significant and positive impact on aggregate factor productivity; corroborating again the importance of sound economic policies at business cycle frequencies.

- **Robustness checks**

In order to corroborate the consistency of our empirical procedure, we perform three additional estimation exercises based on different specifications of the functional form, employing raw data and using an alternative factor extraction methodology.

With regards to the empirical specification depicted in equation (2), we test the reliability of our results by progressively introducing nonlinearities among current and one-period lagged institutional quality indicators (interaction and squared variables); estimations are performed using the fixed effects estimator and results are presented in tables V.14 and V.15.

When considering the inclusion of contemporaneous interaction variables (table V.14, upper quadrant), economic liberty appears, in all of the cases, to be significantly positively correlated with the cyclic component of TFP. On the other hand, financial liberty is only statistically relevant in one alternative specification (column 13), an issue mainly explained by the possible presence of multicollinearity among explicative variables, as illustrated by the high degree of significance (5%) of the interaction variable associated to sociopolitical and financial liberties. Regarding this last relationship, not much can be interpreted from the results, besides the existence of some form of negative co-movement with factor productivity, given that both indicators are statistically insignificant at the individual level.

Correspondingly, when squared variables are introduced (table V.14 lower quadrant), results remain consistent: economic liberty has the expected sign and is very significant in all of the empirical representations; additionally, financial liberty is significantly negatively related to

the cyclic element of TFP in three out of seven estimated equations (columns 20, 21 and 23). In the same way, the squared value of sociopolitical liberty is the only transformed institutional quality indicator to be continuously correlated with factor productivity (columns 20, 23, 24 and 26), which would entail that even if sociopolitical changes in levels are not significantly related to fluctuations in TFP, given their low persistence, the volatility or amplitude of those changes are indeed important at business cycle frequencies.

**Table V. 14. Alternative functional forms: fixed effects estimations (current period)**

Variable	(3)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
$f_{i,t}^{POL}$	-0.12 (-0.68)	0.04 (0.17)	0.34 (1.23)	-0.10 (-0.56)	0.53 (1.57)	0.02 (0.09)	0.33 (1.22)	0.56 (1.54)
$f_{i,t}^{ECO}$	<b>0.87**</b> (2.41)	<b>0.99**</b> (2.55)	<b>0.68*</b> (1.86)	<b>1.02**</b> (2.35)	<b>0.82**</b> (2.09)	<b>1.04**</b> (2.39)	<b>0.76*</b> (1.69)	<b>0.77*</b> (1.72)
$f_{i,t}^{FIN}$	<b>-0.44**</b> (-2.21)	<b>-0.41**</b> (-2.04)	-0.16 (-0.66)	-0.33 (-1.21)	-0.12 (-0.50)	-0.37 (-1.32)	-0.11 (-0.39)	-0.16 (-0.54)
$f_{i,t}^{POL} \times f_{i,t}^{ECO}$	-----	-0.26 (-0.84)	-----	-----	-0.30 (-0.97)	-0.21 (-0.60)	-----	-0.34 (-0.95)
$f_{i,t}^{POL} \times f_{i,t}^{FIN}$	-----	-----	<b>-0.67**</b> (-2.13)	-----	<b>-0.69**</b> (-2.19)	-----	<b>-0.65**</b> (-2.05)	<b>-0.70**</b> (-2.18)
$f_{i,t}^{ECO} \times f_{i,t}^{FIN}$	-----	-----	-----	-0.29 (-0.64)	-----	-0.13 (-0.25)	-0.14 (-0.30)	0.12 (0.23)
<b>R-squared</b>	0.20	0.21	0.19	0.20	0.20	0.21	0.19	0.20
<b>Observations</b>	210	210	210	210	210	210	210	210

Variable	(3)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)
$f_{i,t}^{POL}$	-0.12 (-0.68)	0.57 (1.45)	-0.12 (-0.71)	-0.19 (-1.07)	0.57 (1.44)	0.53 (1.36)	-0.20 (-1.11)	0.53 (1.25)
$f_{i,t}^{ECO}$	<b>0.87**</b> (2.41)	<b>0.99***</b> (2.73)	<b>1.40**</b> (2.46)	<b>0.74**</b> (2.01)	<b>1.52***</b> (2.69)	<b>0.85**</b> (2.32)	<b>1.29**</b> (2.28)	<b>1.41**</b> (2.51)
$f_{i,t}^{FIN}$	<b>-0.44**</b> (-2.21)	<b>-0.45**</b> (-2.27)	<b>-0.44**</b> (-2.21)	0.08 (0.20)	<b>-0.45**</b> (-2.28)	0.12 (0.31)	0.10 (0.25)	0.14 (0.36)
$f_{i,t}^{POL} \times f_{i,t}^{POL}$	-----	<b>-0.40*</b> (-1.95)	-----	-----	<b>-0.40*</b> (-1.96)	<b>-0.43**</b> (-2.07)	-----	<b>-0.43**</b> (-2.09)
$f_{i,t}^{ECO} \times f_{i,t}^{ECO}$	-----	-----	-0.56 (-1.20)	-----	-0.57 (-1.22)	-----	-0.60 (-1.28)	-0.61 (-1.31)
$f_{i,t}^{FIN} \times f_{i,t}^{FIN}$	-----	-----	-----	-0.39 (-1.50)	-----	<b>-0.42*</b> (-1.66)	-0.40 (-1.56)	<b>-0.44*</b> (-1.73)
<b>R-squared</b>	0.20	0.18	0.23	0.19	0.22	0.18	0.21	0.21
<b>Observations</b>	210	210	210	210	210	210	210	210

**Source:** Author's calculations

Dependent variable: cyclic component of TFP, derived by factor analysis

Intercepts, time dummies and controls are omitted

t-statistics in parentheses

10% significance is denoted by (\*), 5% is denoted by (\*\*) and 1% is denoted by (\*\*\*)

Turning now to the inclusion of one-period lagged values of our institutional indicators (table V.15), we observe that economic and financial liberties are both significantly related to short-term fluctuations in total factor productivity (column 27).

**Table V. 15. Alternative functional forms: fixed effects estimations (lagged period)**

Variable	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)
$f_{i,t-1}^{POL}$	-0.21 (-1.10)	0.15 (0.56)	-0.004 (-0.02)	-0.21 (-1.07)	0.46 (1.27)	0.17 (0.59)	-0.01 (-0.03)	0.51 (1.34)
$f_{i,t-1}^{ECO}$	<b>0.68*</b> (1.85)	<b>1.00**</b> (2.49)	0.60 (1.59)	<b>0.86*</b> (1.81)	<b>0.94**</b> (2.29)	<b>0.96**</b> (2.03)	0.76 (1.56)	<b>0.83*</b> (1.72)
$f_{i,t-1}^{FIN}$	<b>-0.59**</b> (-2.55)	<b>-0.56**</b> (-2.41)	<b>-0.47*</b> (-1.76)	-0.46 (-1.47)	-0.39 (-1.46)	<b>-0.60*</b> (-1.87)	-0.36 (-1.08)	-0.48 (-1.42)
$f_{i,t-1}^{POL}$ X $f_{i,t-1}^{ECO}$	-----	<b>-0.64*</b> (-1.86)	-----	-----	<b>-0.70*</b> (-2.04)	<b>-0.67*</b> (-1.77)	-----	<b>-0.78**</b> (-2.02)
$f_{i,t-1}^{POL}$ X $f_{i,t-1}^{FIN}$	-----	-----	-0.31 (-0.98)	-----	-0.41 (-1.29)	-----	-0.30 (-0.93)	-0.44 (-1.34)
$f_{i,t-1}^{ECO}$ X $f_{i,t-1}^{FIN}$	-----	-----	-----	-0.30 (-0.60)	-----	0.12 (0.21)	-0.27 (-0.52)	0.25 (0.43)
<b>R-squared</b>	0.23	0.27	0.22	0.23	0.25	0.27	0.22	0.24
<b>Observations</b>	189	189	189	189	189	189	189	189

Variable	(27)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)
$f_{i,t-1}^{POL}$	-0.21 (-1.10)	0.58 (1.45)	-0.21 (-1.09)	-0.28 (-1.43)	0.57 (1.42)	0.59 (1.48)	-0.28 (-1.46)	0.58 (1.46)
$f_{i,t-1}^{ECO}$	<b>0.68*</b> (1.85)	<b>0.79**</b> (2.14)	<b>1.44**</b> (2.48)	0.50 (1.33)	<b>1.52**</b> (2.64)	0.59 (1.58)	<b>1.33**</b> (2.29)	<b>1.40**</b> (2.45)
$f_{i,t-1}^{FIN}$	<b>-0.59**</b> (-2.55)	<b>-0.60***</b> (-2.64)	<b>-0.58**</b> (-2.50)	0.12 (0.25)	<b>-0.59**</b> (-2.59)	0.21 (0.47)	0.20 (0.43)	0.29 (0.65)
$f_{i,t-1}^{POL}$ X $f_{i,t-1}^{POL}$	-----	<b>-0.49**</b> (-2.23)	-----	-----	<b>-0.48**</b> (-2.20)	<b>-0.54**</b> (-2.48)	-----	<b>-0.53**</b> (-2.47)
$f_{i,t-1}^{ECO}$ X $f_{i,t-1}^{ECO}$	-----	-----	<b>-0.79*</b> (-1.69)	-----	<b>-0.76*</b> (-1.65)	-----	<b>-0.87*</b> (-1.87)	<b>-0.85*</b> (-1.86)
$f_{i,t-1}^{FIN}$ X $f_{i,t-1}^{FIN}$	-----	-----	-----	<b>-0.54*</b> (-1.79)	-----	<b>-0.63**</b> (-2.09)	<b>-0.59*</b> (-1.96)	<b>-0.68**</b> (-2.26)
<b>R-squared</b>	0.23	0.21	0.26	0.19	0.25	0.19	0.20	0.20
<b>Observations</b>	189	189	189	189	189	189	189	189

Source: Author's calculations

Dependent variable: cyclic component of TFP, derived by factor analysis

Intercepts, time dummies and controls are omitted

t-statistics in parentheses

10% significance is denoted by (\*), 5% is denoted by (\*\*) and 1% is denoted by (\*\*\*)

When introducing lagged interactions and lagged squared variables results remain roughly the same as those shown in table V.14. Economic liberty is broadly significant and positively correlated with TFP; furthermore, financial liberty becomes more relevant from a statistical point of view. Another interesting result is that all squared variables are significantly

related to the cyclic component of factor productivity (table V.15, lower quadrant), a fact that seems to corroborate the short to medium-term importance that volatility or the amplitude of changes may have in explaining aggregate fluctuations.

Ideally, estimations should also be carried out with alternative datasets; nevertheless, finding institutional data series for a long enough period of time, which would cover several dimensions of institutional quality as the Heritage Foundation's index actually does, is not an easy task<sup>50</sup>. To this matter, we follow a second best strategy; in the first place, we perform estimations using the cyclic component of TFP as measured by the detrended Solow residual. Next, we derive a new set of latent institutional and aggregate productivity scores from the same original variables, using this time an alternative factor extraction methodology: the iterative principal axis approach introduced in Appendix VIII (factor extraction results not shown). Estimation results are presented in table V.16.

**Table V. 16. IV and System-GMM estimations: alternative variables**

Variable	Solow Residual <sup>o</sup>		Principal Axis	
	I.V (44)	System GMM (45)	I.V (42)	System GMM (43)
TFP (t-1)	-----	<b>0.45**</b> (2.21)	-----	<b>0.44**</b> (2.16)
Sociopolitical liberty	-3.82 (-1.12)	-0.28 (-1.65)	0.74 (0.74)	0.16 (0.29)
Economic liberty	<b>2.38**</b> (2.43)	<b>0.77*</b> (1.76)	<b>2.37*</b> (1.85)	<b>0.86*</b> (1.85)
Financial liberty	<b>-0.57**</b> (-2.02)	-0.18 (-0.92)	<b>-1.43*</b> (-1.86)	-0.51 (-0.84)
R-squared	0.08	0.21	0.24	0.28
Observations	168	189	168	189

**Source: Author's calculations**

Intercepts, time dummies and controls are omitted

t-statistics in parentheses

10% significance is denoted by (\*), 5% is denoted by (\*\*) and 1% is denoted by (\*\*\*)

First stage results not presented

<sup>o</sup> Short-term TFP fluctuations are approximated by the cyclic component of the Solow Residual (See Appendices VI and VII)

The S-GMM R-squared corresponds to the correlation coefficient between the cyclic component of TFP, derived by factor analysis, and its estimated counterpart.

<sup>50</sup> For a good survey of currently available institutional quality datasets, see IMF (2005).

Estimation results using raw factor productivity (table V.16, left quadrant) are fairly similar to those obtained when TFP is approximated by factor analysis (tables V.12 and V.13): economic liberty is significant and positive in both static and dynamic representations (equations 2 and 3), whereas financial liberty is negatively correlated with aggregate productivity in the static functional form; nevertheless, coefficients are smaller and the overall relationships a little weaker, although still significant, a finding consistent with the assumption that raw TFP is importantly mismeasured. Even more interesting is the contrast with estimates based on raw institutional quality measures (table V.1); from a situation in which no clear empirical linkages could be established between TFP fluctuations and institutional quality, exploratory factor analysis has consistently facilitated the identification of robust co-movement relations. Finally, when employing the alternative factor extraction methodology (table V.16, right quadrant), estimation results remain consistent with those derived through the maximum likelihood approach (tables V.12 and V.13).

In general, our robustness tests point towards the acceptance of the TFP fluctuations-economic liberty relationship, for a wide number of empirical representations, as well as alternative factor extraction and aggregate productivity measurement methodologies. In this sense, a unit positive shock to economic liberty, roughly translates into a TFP positive deviation comprised between 0.6 and 2.5 points. With regards to financial liberty, results are however less significant. In fact, financial liberty only appears to be strongly and consistently correlated with the cyclic component of TFP when considering results from the instrumental variable approach (tables V.12 and V.16). As previously indicated, we use two-period lagged values of the endogenous variables (institutional quality indicators) as instruments; consequently, and given the relatively low relevance of financial liberty when testing alternative functional forms, it seems reasonable to assume that this institutional indicator may not be contemporaneously linked to aggregate factor productivity. Therefore, some form of lagged or time-delayed relationship is to be further explored.

## Conclusion

This chapter analyzes the link between total factor productivity changes and institutional quality in 21 Latin American and Caribbean countries, from 1995 to 2004. Abandoning the traditional long-term focus generally acknowledged in the economic growth literature, we center our attention on the short-term implications that institutional quality changes may have on the main identified source of cyclic fluctuations in the region: total factor productivity innovations.

A particular consideration is given to the problem of empirically quantifying underlying aggregate factor productivity and institutional quality; our approach therefore consists in extracting unobservable TFP and institutional quality measures from two sets of observable outcome indicators, through the use of factor analysis techniques. To this matter, we manage to derive an observable indicator of latent aggregate productivity, as well as three complementary indexes of underlying institutional quality, which we associate to sociopolitical, economic and financial liberties. In general terms, resulting institutional scores have positively evolved for most of the countries under analysis, thanks to significant improvements in financial and sociopolitical liberties.

When exploring the relationship between TFP and institutional quality's latent factors, via fixed effects instrumental variables estimation, we find that sociopolitical liberty has no significant impact on short-term TFP, whereas economic and financial liberties are strongly correlated with it; furthermore, economic liberties such as openness to trade, fiscal balance and reduced government intervention, are found to enhance factor productivity at business cycle frequencies, while financial liberties, as for example reduced banking sector control, appear to be negatively related with total factor productivity changes, therefore reinforcing the financial liberalization-vulnerability hypothesis. Nevertheless, when adopting a more dynamic model specification, economic liberty, i.e. sound economic policy, appears as the sole significant explaining factor.

To finish, future extensions of this work should be directed toward two areas: first, the empirical assessment, based on a broader dataset and a richer specification, of the factor productivity and institutional quality interactions, and second, the theoretical formalization of the relationship in terms of a dynamic general equilibrium framework.

## CONCLUSION GÉNÉRALE

L'analyse des fluctuations cycliques est cruciale dans l'élaboration et la mise en place des politiques macroéconomiques. Cette importance est encore plus marquée dans le cas des pays en voie de développement, généralement très vulnérables face à des chocs internationaux et constamment soumis à des chocs d'origine nationale. Alors que l'intégration Sud-Sud reprend de l'ampleur dans un monde de plus en plus incertain, aussi bien économiquement que politiquement, l'étude du cycle conjoncturel à l'intérieur des zones commerciales devient un élément indispensable dans la formulation des stratégies de croissance et de développement. Ainsi, dans cette thèse nous analysons en détail les sources des fluctuations cycliques de court et moyen terme dans le contexte latino-américain, en portant une attention particulière au cas de la Communauté Andine des Nations.

Nous présentons tout d'abord, nos plus importants résultats sur l'étude des cycles dans le cadre des pays en développement. Par la suite nous apportons quelques éléments de réponse aux questions directrices de cette thèse, de même, nous nous intéressons aux principales implications de politique économique qui en découlent. Pour terminer nous abordons quelques extensions possibles du présent travail de recherche.

### **Principaux apports méthodologiques et conceptuels**

En termes de méthodologie, ce travail de recherche vise à être innovateur dans plusieurs domaines liés à l'analyse empirique des cycles et à leur formalisation théorique dans les pays en voie de développement. Tout d'abord, en ce qui concerne l'identification des cycles (chapitre 1), nous mettons en place une procédure de re-échantillonnage permettant de surmonter les problèmes d'inférence statistique associés à la dimension temporelle relativement courte des séries chronologiques disponibles. Ainsi il devient possible de tester empiriquement la robustesse des caractéristiques cycliques d'une variable déterminée (nombre de phases et ampleur, durée du cycle, degré de similitude avec d'autres indicateurs), dérivées à partir des procédures de filtrage couramment utilisées dans la littérature.

De même, nous faisons appel à des outils statistiques issus de l'analyse factorielle nous permettant d'obtenir une mesure alternative de la composante cyclique de la productivité globale des facteurs (chapitre 5), ainsi qu'un ensemble d'indicateurs reflétant les principales caractéristiques de la qualité institutionnelle en Amérique Latine. Approche qui facilite la compréhension des sources des fluctuations cycliques et clarifie empiriquement le rôle joué par les institutions dans la région.

En relation à la conceptualisation théorique des cycles au niveau régional (chapitre 3), nous arrivons à intégrer dans un même modèle d'équilibre général dynamique et stochastique, des agents hétérogènes (représentant les cinq pays andins et le reste du monde) faisant face à différents chocs d'offre et de demande. Les principaux attributs du modèle sont de faciliter l'interprétation, en situation d'équilibre général, de la dynamique d'ajustement des principaux agrégats macroéconomiques considérés, tant au niveau national qu'au niveau régional, suite aux innovations simulées (fonctions de réponse), de même, l'approche permet de discerner l'importance relative des différents chocs stochastiques en tant que facteurs explicatifs des fluctuations (décomposition de la variance).

Nous avançons également l'idée que la qualité institutionnelle occupe une place prépondérante dans l'analyse conjoncturelle des économies en développement (chapitres 4 et 5). Bien que les institutions évoluent lentement à travers le temps, elles peuvent être assimilées dans le court terme à des mécanismes de transmission ou de diffusion des chocs. Ainsi à partir d'un modèle de cycle réel, intégrant des chocs d'offre et de ressources naturelles, calibré pour reproduire certaines caractéristiques de l'économie vénézuélienne, nous arrivons à démontrer qu'en présence d'institutions de "bonne qualité", les effets de court et moyen terme d'un choc exogène positif sont amplifiés, alors que les effets d'un choc négatif sont partiellement neutralisés ; par contre, si les institutions sont de "mauvaise qualité", les effets d'un choc positif seront réduits, alors que ceux associés à un choc négatif seront renforcés. Remarquons que le modèle permet également de considérer les effets de long terme des institutions sur la production, traditionnellement identifiés dans la littérature portant sur les déterminants de la croissance. Ainsi des bonnes institutions induisent à l'état stationnaire un niveau de production plus élevé, alors que des mauvaises institutions génèrent une moindre richesse dans le long terme.

### Les trois questions fondamentales

- 1) Les cycles des pays andins sont-ils semblables ?
- 2) Quelles sont les sources des fluctuations cycliques dans la région ?
- 3) Les institutions jouent-elles un rôle en tant qu'éléments déterminants du cycle conjoncturel ?

Premièrement, en relation à la similitude des cycles conjoncturels dans la région andine, la réponse est mitigée. Tout d'abord, la forme du cycle, notamment en termes de durée et d'ampleur des phases, est assez différente entre pays, tel que démontré par le rejet de l'hypothèse nulle d'égalité régionale des indicateurs cycliques ; néanmoins lorsque l'intérêt est porté sur les spécificités du cycle au niveau des pays, nous remarquons l'existence d'importantes caractéristiques communes dans la durée et l'ampleur des phases de repli et de redressement. Par ailleurs, la synchronisation des économies andines est assez significative dans le cas du sous-groupe formé par la Colombie, l'Equateur et le Venezuela. De même, certaines ressemblances surgissent lorsque les relations de co-mouvement entre les cycles conjoncturels et les composantes cycliques de plusieurs agrégats macroéconomiques sont étudiées en détail : ainsi, la consommation, les importations et le stock de capital par travailleur sont fortement pro-cycliques et contemporaines pour la presque totalité des pays. Finalement, des similitudes apparaissent également au niveau de la volatilité relative du cycle : la consommation est en moyenne deux fois plus instable que la production et le cycle dans les pays andins est en moyenne deux fois plus volatil que celui de leur principal partenaire commercial, les Etats-Unis d'Amérique.

Deuxièmement, en relation aux sources des fluctuations cycliques dans la Communauté Andine, nos résultats réaffirment l'importance des chocs d'offre. En effet, les chocs spécifiques d'offre représentent environ 80% des fluctuations de production dans la région. D'autre part, les chocs de termes de l'échange sont plutôt significatifs lorsqu'il s'agit de variations dans les exportations nettes, alors que les chocs d'investissement influencent exclusivement l'accumulation de nouveau capital.

Troisièmement, en relation au rôle joué par les institutions en tant que facteur déterminant du cycle en Amérique Latine, la réponse est affirmative. En effet, d'un point de vue théorique les institutions peuvent amortir ou amplifier les effets d'un choc déterminé selon

qu'elles sont de "bonne" ou "mauvaise" qualité. D'un point de vue empirique, nous arrivons à établir un lien statistiquement significatif entre la principale source de variabilité dans la région, à savoir, les chocs d'offre réelle ou de productivité globale des facteurs et la qualité institutionnelle, mesurée à travers trois facteurs sous-jacents (les libertés sociopolitiques, économiques et financières).

### **Quelques implications de politique économique**

Parmi les implications de politique économique issues de notre analyse, nous trouvons que l'existence d'une certaine synchronisation et symétrie, notamment face à l'importance des chocs d'offre, dans le cycle de conjoncture des économies andines, pourrait faciliter la mise en place future d'arrangements institutionnels, tels que l'adoption d'une monnaie unique ou la mise en place d'une parité régionale des taux de change, visant à résoudre les problèmes structurels associés à la perte de crédibilité des mesures économiques, dont les effets peuvent avoir des implications considérables sur la stabilité monétaire et l'accès aux marchés financiers internationaux. Cependant la faible importance des échanges intra-régionaux et la crise institutionnelle actuellement vécue au sein de la Communauté Andine, rendent difficile, dans le moyen terme, l'approfondissement du processus d'intégration.

Dans le cas des petites économies en développement, ouvertes aux marchés mondiaux et relativement riches en ressources naturelles, les institutions peuvent jouer un rôle déterminant dans le processus d'ajustement de court terme face à des chocs de différente nature, soit en réduisant les coûts en termes de croissance, lorsque l'économie fait face à un choc négatif, soit en amplifiant les bénéfiques, lorsque le choc en question est positif. Ainsi des mesures visant à renforcer le cadre institutionnel semblent primordiales. Il en découle que des politiques ou des stratégies de croissance centrées exclusivement sur l'accumulation de capital et/ou l'expansion des dépenses publiques, sans inclure une amélioration ou consolidation des institutions en place, sont condamnées à l'échec.

Pour terminer, la prépondérance des chocs d'offre réelle en tant qu'éléments explicatifs des fluctuations cycliques de production dans la sous-région andine, de même que l'importance de facteurs institutionnels sous-jacents en tant qu'éléments déterminants des variations d'offre au niveau latino-américain, suggèrent qu'au-delà des régimes et des tendances politiques au

pouvoir, la mise en place de stratégies de croissance et de développement cohérentes et soutenables dans le temps doit être axée, premièrement, sur la considération des spécificités propres à chaque pays et deuxièmement, sur l'adoption de politiques pragmatiques favorisant à la fois les libertés économiques et protégeant les plus vulnérables.

### **Extensions et futures voies de recherche**

Nombreuses sont les extensions futures de ce travail de recherche, aussi bien d'un point de vue empirique que théorique. En termes de la méthodologie d'identification empirique des cycles, des efforts peuvent encore être menés afin de déterminer un ensemble d'indicateurs avancés des fluctuations cycliques, permettant non seulement de mieux comprendre l'évolution de court terme des économies analysées, mais également de prévoir les points de retournement du cycle, éléments indispensable à la mise en œuvre de politiques budgétaires et monétaires soutenables dans le temps.

En relation aux modèles d'équilibre général dynamique et stochastique proposés, une spécification plus détaillée des caractéristiques structurelles est indispensable. Dans ce sens l'introduction explicite des régimes de change, de même que la formalisation des échanges commerciaux à travers l'inclusion d'élasticités de substitution à l'Armington, ainsi que la désagrégation des activités de production par type de biens (échangeables, non-échangeables, ressources naturelles), permettront de mieux identifier l'impact de court et moyen terme des chocs d'origine internationale. D'autre part, l'incorporation du gouvernement (dépenses et recettes) et la subséquente apparition des effets multiplicateur et d'éviction sur la demande agrégée, facilitera la compréhension des mécanismes dynamiques d'ajustement, d'autant plus que l'Etat occupe généralement une place importante dans l'activité économique des pays en voie de développement. Notons également qu'il serait souhaitable d'introduire des fonctions d'utilité alternatives, notamment celles qui supposent l'absence d'effet substitution entre travail et loisir (Greenwood et al, 1988), afin de tester la robustesse des résultats face à des changements de comportement des agents ou ménages représentatifs, particulièrement par rapport au processus de convergence vers l'état stationnaire. En ce qui concerne le rôle des institutions, une formalisation théorique plus détaillée est incontournable. Ainsi il faudrait intégrer la qualité institutionnelle dans les contraintes d'optimisation des agents, tel que

récemment abordé par Mehlum et al. (2006) et Olsson (2007), sans négliger leur nature endogène, de même que leur évolution progressive et notamment les interrelations avec d'autres agrégats économiques.

Par rapport à la quantification empirique de la qualité institutionnelle à travers l'analyse factorielle, il serait pertinent d'élargir l'échantillon employé afin d'intégrer des pays asiatiques et africains, dans le but de déterminer l'existence de caractéristiques institutionnelles sous-jacentes communes. D'autre part, il semble également nécessaire d'employer des sources d'information alternatives concernant la qualité institutionnelle, et de tester la robustesse des résultats dérivés, dans un contexte de croissance économique de long terme.

Finalement, en vue des derniers événements sociopolitiques survenus dans la région andine, un élargissement de l'étude vers le reste des pays sud-américains, notamment ceux du Mercosur, dont les échanges régionaux sont sensiblement plus importants, semble tout à fait pertinent et souhaitable. De façon analogue, l'adaptation des modèles de cycle à l'étude des problèmes liés à la qualité institutionnelle et/ou à l'abondance de ressources naturelles semble être une voie de recherche très prometteuse, notamment grâce à la possibilité de concilier dans un même cadre conceptuel, caractérisé par l'optimisation des comportements en situation d'équilibre général, les mécanismes d'ajustement de court terme et la convergence de long terme.

## **ANNEXES**

## Annexe I : Définitions et sources des variables

Tableau AI. 1. Définitions et sources des variables employées

Variable	Définition	Source
<b>Produit Intérieur brut</b>	Production à prix constants de l'année 1995 en monnaie nationale.	World Development Indicators
<b>Stock de capital</b>	Calculé par la méthode des inventaires permanents avec un taux de dépréciation annuel de 4%	Penn World Tables
<b>Force de travail</b>	Population économiquement active, il s'agit de l'ensemble des personnes employées et au chômage (âge comprise entre 15 et 65 ans)	Oxford Latin American Economic History Database Penn World Tables
<b>Consommation privée</b>	Dépenses finales du secteur privé en monnaie nationale à prix constants de 1995	World Development Indicators
<b>Consommation publique</b>	Dépenses finales du gouvernement central en monnaie nationale à prix constants de 1995	
<b>Investissement privé</b>	Formation brute de capital fixe du secteur privé en monnaie nationale à prix constants de 1995	Penn World Tables
<b>Investissement public</b>	Formation brute de capital fixe du secteur public en monnaie nationale à prix constants de 1995	International Financial Statistics
<b>Exportations</b>	Exportations de biens et services en monnaie nationale à prix constants de 1995	
<b>Importations</b>	Importations de biens et services en monnaie nationale à prix constants de 1995	Penn World Tables
<b>Epargne totale</b>	PIB moins consommation privée et publique en monnaie nationale à prix constants de 1995	
<b>Masse monétaire</b>	Monnaie et quasi-monnaie (agrégat M2)	International Financial Statistics
<b>Crédit intérieur privé</b>	Crédit national octroyé au secteur privé	World Development Indicators
<b>Indice des prix à la consommation</b>	IPC base 1995 (indice de Laspeyres)	World Development Indicators
<b>Taux de change réel</b>	Taux de change nominal (monnaie nationale/\$US) multiplié par l'IPC des Etats-Unis divisé par l'IPC du pays en question	World Development Indicators International Financial Statistics
<b>Prix du pétrole</b>	Indice du prix international annuel ponctuel du baril de pétrole en dollars réels de 1995	Oxford Latin American Economic History Database
<b>Prix des matières premières agricoles</b>	Indices internationaux de prix en dollars réels de 1995 pondérés par la participation de chaque produit dans les exportations mondiales <sup>o</sup>	
<b>Prix des matières premières</b>		
<b>Taux d'intérêt prêteur des U.S</b>	Taux d'intérêt prêteur annuel moyen	World Development Indicators

<sup>o</sup> Les matières premières agricoles comprises dans l'indice sont : cacao, coton, maïs, blé, banane, café, riz, sucre, laine, viande bovine, huile de palme té, tabac.

Les matières premières, tous produits confondus, incluent les produits agricoles et aussi : pétrole, argent cuivre, zinc, fer, plomb, nickel.

## Annexe II : Filtre fréquentiel de Corbae et Ouliaris (2003)

Supposons que  $x_t (t = 1, \dots, n)$  est une série chronologique observable générée par un processus du type :

$$x_t = \prod_2 z_t + \tilde{x}_t \quad (a)$$

Notons que  $z_t$  est une séquence déterministe de points et  $\tilde{x}_t$  est une série temporelle de moyenne nulle. La série  $x_t$  se décompose alors en deux éléments, l'un déterministe, associé à la séquence  $z_t$  et l'autre stochastique et inobservable, associé à  $\tilde{x}_t$ . Dans leur procédure de dérivation du filtre fréquentiel "idéal", Corbae et Ouliaris (2003) font les hypothèses suivantes à propos de  $z_t$  et  $\tilde{x}_t$ .

**Hypothèse 1 :**  $z_t = (1, t, \dots, t^p)$  est un polynôme temporel d'ordre  $p$

**Hypothèse 2 :**  $\tilde{x}_t$  est un processus stationnaire d'ordre 1 (I(1)), satisfaisant la relation

$$\Delta \tilde{x}_t = v_t, \text{ où } v_t \text{ représente une variable aléatoire stationnaire. En plus les auteurs supposent}$$

que  $v_t$  admet une représentation de Wold de la forme  $v_t = \sum_{j=0}^{\infty} c_j \cdot \xi_{t-j}$ , avec  $\xi_t = iid(0, \sigma^2)$  et

des coefficients  $c_j$  satisfaisant  $\sum_{j=0}^{\infty} j^{1/2} |c_j| < \infty$ . La densité spectrale de  $v_t$  est donnée par

$$f_{vv}(\lambda) > 0, \forall \lambda.$$

**Lemme B (Corbae, Ouliaris et Phillips, 2002) :** Soit  $\tilde{x}_t$  un processus I(1) satisfaisant

l'hypothèse 2. Ainsi la transformation de Fourier discrète de  $\tilde{x}_t$  pour  $\lambda_s \neq 0$  est :

$$w_{\tilde{x}}(\lambda_s) = \frac{1}{1 - e^{i\lambda_s}} w_v(\lambda_s) - \frac{e^{i\lambda_s}}{1 - e^{i\lambda_s}} \frac{[\tilde{x}_n - \tilde{x}_0]}{n^{1/2}} \quad (b)$$

Où la transformation de Fourier discrète de  $\{a_t; t = 1, \dots, n\}$  s'écrit  $w_a(\lambda) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n a_t e^{i\lambda t}$  et

$\left\{ \lambda_s = \frac{2\pi s}{n}, s = 0, 1, \dots, n-1 \right\}$  représentent les fréquences fondamentales.

L'équation (b) montre que la transformation de Fourier discrète d'un processus I(1) n'est pas asymptotiquement indépendante entre les fréquences fondamentales, étant donnée la présence des composantes  $\tilde{x}_n$  et  $n^{-1/2}$ . Ainsi des distorsions sont introduites dans toutes les fréquences  $\lambda_s \neq 0$ , même si  $n \rightarrow \infty$ . Corbae, Ouliaris et Phillips (2002) démontrent que ces distorsions sont encore présentes même si les données sont filtrées au préalable dans le domaine temporel. Ainsi toute estimation de la composante cyclique d'une série temporelle I(1), par les méthodes de domaine de fréquence, serait significativement biaisée.

Corbae et Ouliaris (2003) proposent donc de récrire, à partir du Lemme A dans Corbae, Ouliaris et Phillips (2002), le deuxième terme de l'équation (b) de la façon suivante :

$$w_{\left(\frac{t}{n}\right)}(\lambda_s) = \frac{-1}{\sqrt{n}} \left( \frac{e^{i\lambda_s}}{1 - e^{i\lambda_s}} \right)$$

Permettant ainsi le filtrage dans le domaine fréquentiel de séries non stationnaires en niveaux, sans passer par une procédure préalable de décomposition stationnaire dans le domaine temporel.

Une fonction indicatrice peut donc ensuite être appliquée à l'estimation non biaisée de  $\left( \frac{1}{1 - e^{i\lambda_s}} \right) w_v(\lambda_s)$  pour supprimer les fréquences non associées à la définition employée du cycle. Dans le cas d'une longueur envisagée de 8 ans, la fonction indicatrice aurait une valeur de 1 pour des fréquences fondamentales comprises dans l'intervalle  $\left( \frac{\pi}{16}, \frac{\pi}{3} \right)$  et 0 sinon. La série filtrée est ensuite obtenue en appliquant l'inverse de la transformation de Fourier discrète.

Corbae et Ouliaris (2003) démontrent également, à l'aide de simulations de Monte Carlo, que leur filtre possède des propriétés statistiques supérieures, en termes de convergence, à celles des filtres HP et BK.

## Annexe III : Les préférences de type GHH

Parmi les formes fonctionnelles couramment employées dans la modélisation en équilibre général stochastique des économies en voie de développement, nous retrouvons la fonction d'utilité de type GHH, originellement introduite par Greenwood, Hercowitz et Huffman (1988) dans l'adaptation d'un modèle de cycle réel à l'économie américaine.

$$U(c_t, h_t) = \frac{[c_t - \nu h_t^\eta]^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

$c_t$  = consommation

$h_t$  = travail

$\sigma$  = aversion au risque

$\nu$  = préférence pour le loisir

$\eta$  = paramètre de l'élasticité de l'offre de travail  $\left[ \frac{1}{\eta - 1} \right]$

Le principal avantage de cette fonction réside dans l'inexistence de substitution intertemporelle entre le travail et le loisir. Ainsi, contrairement aux cas dans lesquels les préférences sont compatibles avec la substitution intertemporelle, par exemple quand elles sont de type multiplicatif ou avec travail indivisible, la fonction d'utilité GHH permet de générer des effets pro-cycliques sur la consommation, l'investissement et l'offre de travail, suite à un choc positif et transitoire de productivité.

Dans ce cas le mécanisme de transmission ou de propagation du cycle est associé à l'utilisation optimale du capital et à la subséquente augmentation de la productivité marginale du travail.

## Appendix IV: the steady state equilibrium

In the steady state equilibrium of the previously presented model, prices for factors of production and goods clear all markets, trade balances and stochastic shocks are set to zero.

The steady state producer problem in country  $i$  is therefore given by

$$\max_{\{k_i, h_i\}} z_i k_i^{\alpha_i} h_i^{1-\alpha_i} - s_i h_i - r_i k_i - \delta_i k_i, \quad (\text{A.1})$$

where  $s_i$  is the wage and  $r_i$  is the interest rate. From the first order conditions, it follows that

$$s_i = \frac{(1-\alpha_i) y_i}{h_i}, \quad (\text{A.2})$$

$$k_i = \frac{\alpha_i y_i}{r_i + \delta_i}, \quad (\text{A.3})$$

implying for the law of motion of the capital stock

$$x_i = \frac{1}{v_i} \frac{\alpha_i \delta_i y_i}{r_i + \delta_i}, \quad (\text{A.4})$$

The steady state consumer problem is defined as

$$\max_{\{c_i, h_i\}} \frac{1}{1-\sigma_i} \left[ c_i^{\gamma_i} (1-h_i)^{1-\gamma_i} \right]^{1-\sigma_i}, \quad (\text{A.5})$$

$$\text{subject to } c_i + x_i = s_i h_i + r_i k_i + \delta_i k_i$$

This implies

$$s_i = c_i (1-h_i)^{-1} \left( \frac{1-\gamma_i}{\gamma_i} \right), \quad (\text{A.6})$$

Replacing (A.6) in (A.2) this translates into

$$c_i = y_i (1-\alpha_i) \left( \frac{1-h_i}{h_i} \right) \left( \frac{\gamma_i}{1-\gamma_i} \right), \quad (\text{A.7})$$

Using (A.4), (A.7) and the household's budget constraint, we get

$$h_i = \frac{(1 - \alpha_i) \left( \frac{\gamma_i}{1 - \gamma_i} \right)}{1 + (1 - \alpha_i) \left( \frac{\gamma_i}{1 - \gamma_i} \right) - \frac{\alpha_i \delta_i}{v_i (\delta_i + r_i)}}, \quad (\text{A.8})$$

In the steady state the trade balance is supposed to be in equilibrium, i.e. imports are equal to exports (equations 6 and 7) entailing for the terms of trade the following condition

$$f_i = \frac{m_{ji} y_{it} + m_{ki} y_{it} + m_{li} y_{it} + m_{mi} y_{it} + m_{ni} y_{it}}{w_{it} (m_{ij} y_{jt} + m_{ik} y_{kt} + m_{il} y_{lt} + m_{im} y_{mt} + m_{in} y_{nt})}, \quad \begin{matrix} \forall i \\ \forall j, k, l, m, n \neq i \end{matrix} \quad (\text{A.9})$$

Terms of trade or the real exchange rate are therefore defined for a given country in terms of the ratio of imports to exports, given the assumption that trade elasticities or relative prices are constant.

## Appendix V: Data and sources

**Table AV. 1. Sources and definitions of variables**

Variable	Definition	Source
<b>Gross Domestic Product</b>	Production at constant 1995 prices in national currency	World Development Indicators
<b>Total Consumption</b>	Private sector and Central government's final expenditures at constant 1995 prices in national currency	World Development Indicators
<b>Total Investment</b>	Private and public sector's gross fixed capital formation at constant 1995 prices in national currency	Penn World Tables
<b>Exports</b>	Exports of goods and services at constant 1995 prices in national currency	International Financial Statistics
<b>Imports</b>	Imports of goods and services at constant 1995 prices in national currency	

## Appendix VI: Data sources and definitions

**Table AVI. 1. Selected Latin American and Caribbean countries**

Country	Code
Argentina	ARG
Bolivia	BOL
Brazil	BRA
Chile	CHL
Colombia	COL
Costa Rica	CRI
Dominican Republic	DOM
Ecuador	ECU
El Salvador	SLV
Guatemala	GTM
Guyana	GUY
Haiti	HTI
Honduras	HND
Jamaica	JAM
Mexico	MEX
Nicaragua	NIC
Panama	PAN
Paraguay	PRY
Peru	PER
Uruguay	URY
Venezuela	VEN

**Table AVI. 2. Economic variables**

Variables	Definition	Source	Period
Gross Domestic Product	GDP at constant US\$ (2000)	World Development Indicators (2005)	1960-2005
Gross Investment	Gross fixed capital formation at constant US\$ (2000)	World Development Indicators (2005)	1960-2005
Labor force	Economically active population	World Development Indicators (2005)	1960-2005
Capital stock	Perpetual inventory method (OECD, 1998)	Own calculations based on WDI (2005)	1960-2005
Terms of trade	Price of exports/ Price of imports	Own calculations based on WDI (2005)	1980-2004
Solow Residual	See Appendix II	Own calculations based on WDI (2005)	1960-2005

**Table AVI. 3. Institutional variables**

<b>Variables</b>	<b>Definition</b>	<b>Source</b>
<b>Governance indicator</b>	Arithmetic mean of six governance indicators: Voice and Accountability Political Stability Government Effectiveness Regulatory Quality Rule of Law Control of Corruption	Kaufmann, Kraay and Mastruzzi (2005)
<b>Fraser index</b>	Arithmetic mean of five economic indicators: Size of Government Legal Structure and Security of Property Rights Access to Sound Money Freedom to Trade Internationally Regulation of Credit, Labor, and Business	Gwartney and Lawson (2004)
<b>Heritage index</b>	Arithmetic mean of the ten following economic indicators:	Heritage Foundation (2005)
Trade Policy	Weighted average tariff rate, Non tariff barriers, Corruption in the custom service	
Fiscal Burden of Gov't	Top marginal income and corporate tax rates, Annual change in government expenditure	
Government Intervention	Government consumption and ownership of industries, Economic output produced by government	
Monetary Policy	Weighted average inflation rate (10 years)	
Foreign Investment	FDI, Restrictions and requirements on foreign companies	
Banking and Finance	Government ownership of financial institutions, Restrictions and regulations	
Wages & Prices	Minimum wage laws, Price controls	
Property Rights	Freedom of the judicial system, Expropriation, Protection of private property	
Regulation	Licensing requirements, Labor regulations, corruption	
Informal Market	Smuggling, Piracy, Size of the informal market	
<b>Political rights</b>	Electoral process, Pluralism, Functioning of Government	Freedom house (2005)
<b>Civil liberties</b>	Freedom of expression, Associational rights, Rule of law	

## Appendix VII: Solow residuals and cycle extraction

Country-specific Solow Residuals are derived using the following formula in natural logarithms for the 1960-2005 period:

$$\ln(Z_{it}) = \ln(Y_{it}) - (1 - \alpha_i) \ln(L_{it}) - \alpha_i \ln(K_{it}) \quad (\text{A.1})$$

where  $(Z_{it})$  is the Solow Residual of country  $i$  at time  $t$ ;  $(Y_{it})$  corresponds to country-specific GDP at time  $t$ ;  $(L_{it})$  and  $(K_{it})$  correspondingly represent country-specific labor and capital at time  $t$ . The capital stock is computed using the perpetual inventory method (OECD, 1998), assuming an annual depreciation rate of 4%. Given the absence of reliable data on labor hours for most of the Latin American countries under consideration, Solow Residuals are computed on the basis of total labor force, additionally, the share of labor in total output  $(1 - \alpha_i)$  is set accordingly to Bernanke and Gürkaynak (2001).

Regarding cycle extraction, we suppose that aggregate variables (country-specific Solow Residuals, GDP, Gross investment), for the 1960-2005 period, can be disaggregated the following way:

$$x_{it} = v_{it} + c_{it} + t_{it} \quad (\text{A.2})$$

where  $(x_{it})$  is the variable of interest in natural logarithms;  $(v_{it}, c_{it}, t_{it})$  correspondingly represent the volatility, the cyclic component and the trend of a series. The trend component is extracted using Hodrick and Prescott's (1980) detrending filter, with a smoothing parameter  $(\lambda)$  equal to 100. The cyclic element of a series is thereafter computed by subtracting the estimated trend component to the original series.



Once the observed selected variables are standardized and the model is fully characterized, exploratory factor analysis is performed following a six-step procedure:

- i. Calculation of the correlation matrix of observed variables
- ii. Assessment of the degree of interdependence between observed variables
- iii. Factor extraction
- iv. Determination of the number of factors
- v. Factor rotation
- vi. Computation of factor scores

**Steps 1 and 2.** After computing the sample correlation matrix of variables  $x_1, x_2, \dots, x_p$  (the base result from which latent factors are thereafter extracted), it is crucial to determine the statistical significance of the observed interdependencies in order to validate the use of factor analysis. To this matter two widely used measures are the Bartlett's test for sphericity and the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure of sampling adequacy. The Bartlett's test is derived from a transformation of the determinant associated to the correlation matrix of observed variables; the determinant is then converted to a chi-square statistic and tested for significance under the null hypothesis that the correlation matrix comes from a population in which the variables are noncollinear, and that the non-zero correlations are due to sampling errors. The KMO measure is an index (taking values between 0 and 1) for comparing the magnitudes of the correlation coefficients to the magnitudes of the partial correlation coefficients; for values above 0.5 factor analysis is deemed to be appropriate.

**Step 3.** Factor extraction is based on the previously evoked properties of equation (A.3) and the so-called fundamental identity of factor analysis, given by:

$$R = AA' + \Omega \tag{A.5}$$

where  $R$  is the theoretical variance-covariance matrix of observed variables, and  $\Omega$  represents the variance of specific factors. Several extraction methods are employed in order to recover the matrix of unobserved common factors  $F$ ; in this sense, two main approaches are generally implemented: the maximum likelihood approach and the principal axis factor method (Costello and Osborne, 2005). The maximum likelihood approach estimates the parameters more likely to have generated the observed variance-covariance matrix. This method has two main advantages: first, obtained estimates are invariant to scale, and second, the number of

retained factors may be selected via hypothesis testing. A major drawback is, however, that convergence may not be attained when observed variables are not normally distributed. The second approach roughly consists in iterating, based on observed sample moments, equation (A.6) until convergence is attained:

$$\tilde{R} - \tilde{\Omega}^{(w)} = \tilde{A}^{(w)} \tilde{A}^{(w)'} \quad (\text{A.6})$$

where  $w$  denotes the number of iterations. This method has the advantage of being consistent even if observed variables are not normal; nevertheless results are scale dependent and statistical inference is not viable.

**Step 4.** The number of factors is determined by following three generally acknowledged eigenvalue-based procedures: Kaiser's (1960) rule, the Scree test (Cattell, 1966) and the cumulative variance proportion approach. Regarding Kaiser's rule, it consists in calculating the eigenvalues of matrix  $R$  and keeping the factors for which eigenvalues are superior to 1. The intuition being that since eigenvalues measure the amount of variance explained by one additional factor, it would not be consistent to consider a factor that accounts for less variance than is contained in one variable. Another approach consists in selecting the number of factors based on the cumulative variance contribution of each unobserved pattern to the overall common factor explained variation; consequently, factors are retained until a minimum cumulative variance proportion (60%-80%) is achieved. The Scree test, on the other hand, relies on a graphic representation of the number of factors (vertical axis) and their associated eigenvalues (horizontal axis). The number of factors is then determined when the plot abruptly levels out.

**Step 5.** Factors are rotated or rearranged in order to facilitate comprehension and interpretation. The objective is to find a parameterization in which each variable has only a small number of large loadings; that is, each variable is affected by a small number of factors. Once again several rotation methods are available depending on the hypothesized factor correlation structure. If factors are deemed to be uncorrelated, an orthogonal factor rotation should be applied; in contrast, an oblique rotation would be best suited for supposedly correlated factors. In our case, oblique promax rotations are carried out. This approach roughly consists in altering the results of an orthogonal rotation by raising the factor loadings matrix  $AA'$  to some power

(generally between 2 and 4), until attaining a target matrix, where each factor has only a few high loadings.

**Step 6.** Factor scores correspond to the estimated values  $\hat{F}$ , obtained from the empirical approximation of equation (A.4). In this sense, we follow Bartlett's approach, in which factor scores are derived, by minimizing the sum of the squares of the specific factors, through generalized least squares. Therefore,

$$\hat{F} = (A' \Omega^{-1} A)^{-1} A' \Omega^{-1} X \quad (\text{A.7})$$

Factor scores are generally presented in differential format; therefore, a score of 0 corresponds to a factor score equal to the sample mean. In the same way a positive (negative) score is equivalent to a score above (below) the sample mean. An alternative way of expressing factor scores consists in computing their values in levels from the following representation:

$$dfs_{i,t} = \frac{fs_{i,t} - \bar{X}_i}{\bar{X}_i} \Rightarrow fs_{i,t} = (1 + dfs_{i,t}) \bar{X}_i \quad (\text{A.8})$$

$dfs_{i,t}$  = factor scores ( $i$ ) in differential format at time ( $t$ )

$fs_{i,t}$  = factor scores ( $i$ ) in levels at time ( $t$ )

$\bar{X}_i$  = average value of the observed outcome indicators associated to factor ( $i$ )

## **BIBLIOGRAPHIE**

**Abad, A, et Quilis, E (1998).** "Utilización del bootstrap para caracterizar las propiedades cíclicas de una serie temporal", *Instituto Nacional de Estadística (España)*, boletín trimestral de coyuntura No. 67.

**Abramovitz, M (1956).** "Resource and Output Trends in The U.S since 1870", *American Economic Review*, No. 46(2), pp. 5-23.

**Acemoglu, D, Johnson, S, et Robinson J (2001).** "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, No. 91, pp. 1369-1401.

**Acemoglu, D, Johnson, S, et Robinson J (2004).** "Institutions as the fundamental cause of long-run growth", Chapitre 6 dans *Handbook of Economic Growth*, éditeurs: Aghion, P et Durlauf S.

**Acemoglu, D, Johnson, S, Robinson J, et Thaicharoen, Y (2003).** "Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth", *Journal of Monetary Economics*, No. 50, pp. 49-123.

**Agénor, P-R, McDermott, C.J, et Prasad, E (2000).** "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts", *World Bank Economic Review*, No. 14, pp. 251-285.

**Aguiar, M et Gopinath, G (2004).** "Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend", *NBER*, Working Paper No. 10734.

**Ahmed, S (2003).** "Sources of economic fluctuations in Latin America and implications for choice of exchange rate regimes", *Journal of Development Economics*, No. 72, pp. 181-202.

**Aizenman, J et Marion, N (1999).** "Volatility and investment: Evidence from developing countries", *Economica*, No. 66, pp. 157-179.

**Akerlof, G et Yellen, J (1985).** "A near-rational model of the business cycle with wage and price inertia", *Quarterly Journal of Economics*, No. 100, pp. 823-838.

**Alesina A, Özler, S, Roubini, N, et Swagel, P (1996).** "Political stability and economic growth", *Journal of Economic Growth*, No. 1(2), pp. 189-211.

**Andean Community of Nations (2004).** *35 años de integración comercial, 1969-2003*, available at [www.comunidadandina.org](http://www.comunidadandina.org)

**Andersen, T.B et Tarp, F (2003).** "Financial Liberalization, Financial Development and Economic growth in LDCs", *Journal of International Development*, No. 15(2), pp. 189-209.

**Arellano, M, et Bover, O (1995).** "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, No. 58, pp. 277-297.

**Argandoña, A, Gámez, C et Mochón, F (1997).** *Macroeconomía Avanzada II*, McGraw-Hill, Madrid.

**Arreaza, A et Dorta, M (2004).** "Sources of macroeconomic fluctuations in Venezuela", Banco Central de Venezuela, Documentos de Trabajo, No.56.

**Arreaza, A et Pedauga, L (2006).** "Determinantes de los cambios en la productividad total de los factores en Venezuela", Banco Central de Venezuela, Documentos de Trabajo, No. 71.

**Avella, M et Fergusson, L (2003).** "Los ciclos económicos de Estados Unidos y Colombia", Banco de la República.

**Averbug, A et Giambiagi, F (2000).** "The Brazilian Crisis of 1998-1999: Origins and Consequences", BNDES, Brésil.

**Backus, D.K, Kehoe, P.J et Kydland, F (1992).** "International real business cycles. *Journal of Political Economy*", No. 100(4), pp. 745-775.

**Balza, R (2002).** "Cambio Institucional Ideología y Desempeño Económico en Venezuela: 1958 a 2002", Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales de la Universidad Católica Andrés Bello, Caracas. Temas de Coyuntura No. 45.

**Baptista, A (1997).** *Bases Cuantitativas de la Economía Venezolana, 1830-95*, Fundación Polar, Caracas.

**Barro, R (1986).** Discussion of M. Eichenbaum and K. Singleton, "Do Equilibrium Real Business Cycle Theories Explain Postwar U.S. Business Cycles?", *Macroeconomics Annual*, NBER.

**Barro, R (1996).** "Democracy and growth", *Journal of Economic Growth* No. 1(1), pp. 1-27.

**Barro, R et Hercowitz Z (1980).** "Money Stock Revisions and Unanticipated Money Growth", *Journal of Monetary Economics*, No.6, pp. 257-267.

**Bayar, A, Diao, X, et Yeldan, A.E (2000).** "An Intertemporal, Multi-region General Equilibrium Model of Agricultural Trade Liberalization in the South Mediterranean NIC's, Turkey, and the European Union", International Food Policy Research Institute, Discussion Paper No. 56.

**Baxter, M et King, R (1999).** "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", *Review of Economics and Statistics*, No. 81, pp. 575-593.

**Banque Mondiale (2005).** "World Development indicators database".

**Bebczuk, R (2000).** "Productivity and Saving Channels of Economic Growth as Latent Variables: An Application of Confirmatory Factor Analysis", *Estudios de Economía*, Universidad de Chile, No. 27(002), pp. 243-257.

**Berger, W (2006).** "The choice between fixed and flexible exchange rates: Which is best for a small open economy?", *Journal of Policy Models*, No. 28, pp. 371-385.

**Berlin, I (1969).** *Four Essays on Liberty*, University Press, Oxford.

**Bernanke, B et Gürkaynak, R (2001).** "Is growth exogenous? Taking Mankiw, Romer and Weil seriously". NBER Working Paper, No. 8365.

**Beveridge, S et Nelson, C (1981).** "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, No. 7, pp. 151-174.

**Blanchard, O.J et Fischer, S (1989).** Lectures on Macroeconomics, *The MIT Press*, Cambridge.

**Blundell, R et Bond S (1998).** "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, No. 87, pp.115-143.

**Boragan, A, Fernández-Villaverde, J et Rubio-Ramírez, J (2004).** "Comparing solution methods for dynamic equilibrium economies", University of Pennsylvania, mimeo.

**Bruno, C et Portier, F (1995).** "A small open economy RBC model: the French economy case", in Henin (ed), *Advances in Business Cycle Research*, Springer.

**Bry, G et Boschan, C (1971).** "Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs", *National Bureau of Economic Research*, New York.

**Burns, A et Mitchell, W (1946).** "Measuring Business Cycle", *National Bureau of Economic Research*, New York.

**Burnside, C (1998).** "Detrending and Business Cycle Facts: A Comment", *Journal of Monetary Economics*, No. 41, pp. 513-532.

**Cáceres, E et Sáenz, P (2000).** "Comportamiento cíclico de la economía peruana", *Banco Central de Reserva de Perú*.

**Camacho, M, Perez-Quiroz, G et Saiz, L (2004).** "Are European Business Cycles Close Enough to be just One?". *Banco de España*.

**Campbell, J (1994).** "Inspecting the Mechanism. An analytical approach to the stochastic growth model", *Journal of Monetary Economics*, No. 33, pp. 463-506.

**Canova, F (1994).** "Detrending and turning points". *European Economic Review*, No. 38, pp. 614-623.

**Canova, F (1998).** "Detrending and Business Cycle Facts", *Journal of Monetary Economics*, No. 41, pp. 475-512.

**Carlstein, E (1986).** "The use of subseries methods for estimating the variance of a general statistic stationary time series", *Annals of Statistics*, No. 14, pp. 1171-1179.

**Cashin, P (2004).** "Caribbean Business Cycles", *IMF Working paper*, No.136.

**Cashin, P et McDermott, C.J (2002).** "Riding on the Sheep's Back: Examining Australia's Dependence on Wool Exports", *Economic Record*, No. 78, pp. 249-263.

**Cattell, R.B (1966).** "The scree test for the number of factors", *Multivariate Behavioral Research*, No. 1, pp. 629-637.

**Christiano, L et Eichenbaum, M (1990).** "Is theory really ahead of measurement? Current business cycle theories and aggregate labor market fluctuations", *NBER*, Working Paper No. 2700.

**Christiano, L et Fitzgerald, T (1999).** "The band-pass filter", *NBER*, Working Paper, No. 7257.

**Clague, C, Keefer, P, Knack, S, et Olson, M (1996).** "Property and Contract Rights in Autocracies and Democracies", *Journal of Economic Growth*, No.1, pp. 243-76.

**Clemente, L (2002).** "Crecimiento Económico y Productividad en Venezuela: Un Punto de Partida (1950-2000)", Oficina de Asesoría Económica y Financiera, Primer Simposio Anual de Investigación Económica Venezolana (UCAB).

**Coelli, T, Rao, D, et Battese, G (1998).** An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis, *Kluwer Academic Publishers, Boston*.

**Collier, P et Hoeffler, A (2002).** "Greed and Grievance in Civil Wars", Centre for the Study of African Economies, WPS/2002-01.

**Comin, D, et Gertler, M (2006).** "Medium Term Business Cycles", *American Economic Review*, No. 96(3), pp. 523-51.

**Comunidad Andina de Naciones (2004).** "35 Años de Integración Económica y Comercial. Un Balance para los países andinos".

**Corbae, P.D et Ouliaris, S (2003).** "Extracting Cycles from Non-Stationary Data" *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research, Essays in Honor of Peter C. B. Phillips*, editores, P.D. Corbae, B. Hansen, et S. Durlauf.

**Corbae, P.D, Ouliaris, S et Phillips, P.C.B (2002).** "Band Spectral Regression with Trending Data", *Econometrica*, No. 70, pp.1067-1109.

**Costello, A et Osborne, J (2005).** "Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis", *Practical Assessment Research & Evaluation*, No. 10(7), pp. 1-9.

**Cuevas, M (2002).** "Potential GDP growth in Venezuela: a structural time series approach", *The World Bank*, Latin America and Caribbean Vice-Presidency.

**Dawson, J. W (1998).** "Institutions, Investment, and Growth: New Cross-Country and Panel Data Evidence", *Economic Inquiry*, No. 36, pp. 603-619.

**Dellas, H et Tavlas G (2002).** "Wage Rigidity and Monetary Union", *Universität Bern*, Diskussionschriften, 02-19.

**Diao X et Somwaru, A (2000).** "An Inquiry on General Equilibrium Effects of Mercosur, An Intertemporal World Model", *Journal of Policy Modeling*, No. 22, pp. 557-588.

**Dollar, D et Kraay, A (2003).** "Institutions Trade and Growth: Revisiting the Evidence", *World Bank Policy Research*, Working Paper No. 3004.

**Duncan, R (2002).** "How Well Does a Monetary Dynamic Equilibrium Model Account for Chilean data", *Banco Central de Chile*, Working Paper No. 190.

**Efron, B (1979).** "Computers and the theory of statistics: thinking the unthinkable", *Society for Industrial and Applied Mathematics (SIAM) Review*, No. 21(4), pp. 460-480.

**Eslava, M., Haltiwanger, J, Kugler, A, et Kugler, M (2006).** "Plant Turnover and Structural Reforms in Colombia", *IMF Staff Papers*, No. 53, pp. 58-75.

**Evans, G, Honkapohja S, et Romer, P (1998).** "Growth Cycles", *The American Economic Review*, No. 88(3), pp. 495-515.

**Fonds Monétaire International (2005).** "International Financial Statistics".

**Freedom House (2005).** *Freedom in the world* (www.freedomhouse.org).

**Fugazza, M et Robert-Nicoud, F (2006).** "Can South-South Trade Liberalization Stimulate North-South Trade?", *CEPR*, Discussion Paper No. 5699.

**Gaspar, J et Judd, K (1997).** "Solving large-scale rational expectations models", *Macroeconomic dynamics*, No. 1, pp. 45-75.

**Girma, S, Henry, M, Kneller, R, Milner, C (2003).** "Threshold and Interaction Effects in the Openness-Productivity Growth Relationship: The Role of Institutions and Natural Barriers", *Research Paper Series, The University of Nottingham*, 2003/32.

**Gordon, R (1974).** "A neo-classical theory of Keynesian unemployment", *Economic Inquiry*, No. 12, pp. 431-459.

**Greenwood, J, Hercowitz, Z et Huffman, G., P (1988).** "Investment, capacity utilization and the real business cycle", *American Economic Review*, No. 78, pp. 971-987.

**Greenwood, J, Hercowitz, Z et Krusell, P (2000).** "The role of investment-specific technological change in the business cycle", *European Economic Review*, No. 44, pp. 91-115.

**Griliches, Zvi (1995).** "The Discovery of The Residual : An Historical Note". *NBER*, Working Paper No. 5348.

**Guillaumont, P, Guillaumont-Jeanneney, S et Brun, J-F (1999).** "How instabilities lower African Growth", *Journal of African Economies*, No. 8(1), pp. 87-107.

**Gwartney, J, et Lawson, R (2004).** *Economic Freedom of the World: 2004 Annual Report*, Vancouver the Fraser Institute (www.freetheworld.com).

**Hall, R, et Jones, C (1999).** "Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?", *Quarterly Journal of Economics*, No. 114, pp. 83-116.

**Hall, R, Rudebusch, G et Wilcox, D (1996).** "Judging instrument relevance in instrumental variables estimation", *International Economic Review*, No. 37(2), pp. 283-298.

**Harding, D et Pagan, A (2000).** "Synchronization of cycles", *Australian National University*, mimeo.

**Hausmann, R (1990).** *Shocks Externos y Ajuste Macroeconómico*, Banco Central de Venezuela, Caracas.

**Hausmann, R, Pritchett, L, Rodrik, D (2005).** "Growth Accelerations", *Journal of Economic Growth*, No. 10, pp. 303-329.

**Heritage Foundation (2005).** *Index of Economic Freedom* (www.heritage.org).

**Heston, A, Summers, R, et Aten B (2002).** "Penn World Table Version 6.1", Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).

**Hodrick, R et Prescott, E (1980).** "Post-War U.S. business cycles: an empirical investigation". *Carnegie Mellon University*.

**Hoffmaister, A et Roldos, J (1997).** "Are Business Cycles different in Asia and Latin America?". *IMF Working Paper*, No. 97/9.

**International Monetary Fund (2004).** "Report on the evaluation of the role of the IMF in Argentina", Independent Evaluation Office of the IMF.

**International Monetary Fund (2005).** *Chapter 3. Building Institutions*, World Economic Outlook September 2005.

**Isham, J, Woolcock, M, Pritchett, L, et Busby, G (2003).** "The Varieties of Resource Experience: How Natural Resource Export Structures Affect the Political Economy of Economic Growth". Middlebury College, Economics Discussion Paper, No. 03-08.

**Jerzmanowski, M (2005).** "Empirics of Hills, Plateaus, Mountains and Plains: A Markov-Switching Approach to Growth", *Journal of Development Economics*, forthcoming.

**Jones, L, Manuelli, R, et Siu H (2003).** "Fluctuations in Convex Models of Endogenous Growth II: Business Cycle Properties" *Review of Economic Dynamics*, No. 8(4), pp. 805-828.

**Jones, B.F, et Olken, B.A (2005).** "Do Leaders Matter? National Leadership and Growth since World War II.", *Quarterly Journal of Economics*, No. 120(3) pp. 835-864.

**Jorgenson, D et Griliches, Z (1967).** "The Explanation of Productivity Change". *Review of Economic Studies*, No. 34(3), pp. 249-283.

**Judd, K et Guu, S (1993).** "Perturbation solution methods for economic growth models", in H. Varian (ed), *Economic and Financial Modeling in Mathematica*, Springer Verlag.

**Kaiser, H. F (1960).** "The application of electronic computers to factor analysis", *Educational and Psychological Measurement*, No. 20, pp. 141-151.

**Kaufmann D, Kraay, A, et Mastruzzi, M (2004).** "Governance Matters III: Governance Indicators for 1996-2002", World Bank.

**King, R, Plosser, C, Rebelo, S (1988).** "Production, Growth and Business Cycles: The Basic Neoclassical Model". *Journal of Monetary Economics*, No. 31, pp. 195-232.

**King, R, Plosser, C, Stock, J et Watson, M (1991).** "Stochastic trend and economic fluctuations". *American Economic Review*, No. 85, pp. 819-840.

**Klein, M, et Shambaugh, J (2004).** "Fixed exchange rates and trade". *NBER, Working Paper* No. 10696.

**Kline, P (1994).** *An Easy Guide to Factor Analysis*, Routledge, London.

**Kose, A (2002).** "Explaining business cycles in small open economies. How much do world prices matter?", *Journal of International Economics*, No. 56, pp. 299-327.

**Kose, A et Riezman, R (2001).** "Trade shocks and macroeconomic fluctuations in Africa", *Journal of Development Economics*, No. 65, pp. 55-80.

**Künsch, H.R (1989).** "The jackknife and the bootstrap for general stationary observations", *The Annals of Statistics*, No. 17(3), pp. 1217-1241.

**Kydland, F et Prescott, E (1982).** "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, No. 50, pp. 173-208.

**Lahiri, S.N (1999).** "Theoretical Comparisons of Block Bootstrap Methods", *The Annals of Statistics*, No. 27(1), pp. 386-404.

**Levin, A, Chien, L, et Chu, J (2002).** "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, No. 108, pp. 1-24.

**Levine R (1997).** "Financial Development and economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*, No. 35(3), pp. 688-726.

**Lilien, D (1982).** "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment", *Journal of Political Economy*, No. 90(4), pp. 777-793.

**Lindbeck, A et Snower, D (1985).** "Explanations of Unemployment", *Oxford Review of Economic Policy*.

**Loayza, N et Ranciere, R (2005).** "Financial Development, Financial Fragility and Growth", *IMF Working paper*, No. 05/170.

**Long, J et Plosser, C (1983).** "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, No. 91(1), pp. 39-69.

**Lucas, R (1972).** "Expectations and the neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, No. 4, pp. 103-124.

**Lucas, R (1973).** "Some International Evidence on output-inflation tradeoffs", *American Economic Review*, No. 63, pp. 326-334.

**Lucas, R (1977).** "Understanding Business Cycle", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, No. 5, pp. 7-29.

**Lucas, R (1987).** *Models of Business Cycles*, Blackwell, Oxford.

**Lucas, R et Rapping, L (1969).** "Real Wages Employment and Inflation", *American Economic Review*, No. 59(3), pp. 342-350.

**Mankiw, N et Romer, D (1991).** *New Keynesian Economics*, MIT Press, Cambridge.

**Marshall, M et Jagers, K (2004).** "Polity IV Project: Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2004: Dataset Users", disponible à <http://www.cidcm.umd.edu/polity/>

**Mayda, A et Steinberg, C (2007).** "Do South-South Trade Agreements increase Trade? Commodity-Level Evidence from COMESA", *IMF Working Paper*, No. 07/40.

**Mehlum, H, Moene, K et Torvik, R (2006).** "Institutions and the Resource Curse", *The Economic Journal*, No. 116(508), pp.1-20.

**Mendoza, E (1991).** "Real business cycle in a small open economy". *American Economic Review*, No. 81, pp. 797-889.

**Mendoza, E (1995).** "The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations", *International Economic Review*, No. 36, pp. 101-137.

**Minsky, H (1972).** "Financial stability revisited: The economics of disaster", *Reappraisal of the Federal Reserve Discount Mechanism*, vol. 3, Federal Reserve System, Washington.

**Mintz, I (1972).** "Dating American Growth Cycles", dans *The Business Cycle Today*, editeur, Victor Zarnowitz, National Bureau of Economic Research, New York, pp. 39-88.

**Mundell, R (1961).** "A Theory of Optimum Currency Areas". *American Economic Review*, No. 51, pp. 509-517.

**Neumeyer, P et Perri, F (2005).** "Business cycles in emerging economies: the role of interest rates". *Journal of Monetary Economics*, No. 52, pp. 345-380.

**North, D (1981).** *Structure and Change in Economic History*, W.W Norton and Company, New York.

**North, D (1990).** *Institutions, Institutional Change, and Economic Performance*, New York: Cambridge University Press.

**Olson, M (1993).** "Dictatorship, democracy and development", *American Political Science Review*, No. 87, pp. 567-76.

**Olsson, O (2007).** "Conflict Diamonds", *Journal of Development Economics*, No. 82(2), pp. 267-86.

**Organization for Economic Cooperation and Development (1998).** *Perpetual Inventory Method*. Department of National Accounts.

**Ostry, J.D et Reinhart, C (1992).** "Private saving and terms of trade shocks". IMF Staff Papers, No. 39, pp. 495-517.

**Oxford University (2003).** "The Oxford Latin American Economic History Database", Latin-American Centre, Oxford.

**Persson, P et Tabellini, G (1992).** "Growth, income distribution and democracy", *European Economic Review*, No. 36, pp. 593-602.

**Pineda, J et Pineda, J (2003).** "Factibilidad de un área monetaria para los países de la Comunidad Andina de Naciones", *Banco Central de Venezuela*, Documentos de Trabajo, No. 39.

**Pineda, J et Sáez, F (2004).** "Productividad y Crecimiento en Venezuela: Un Marco de Referencia", *Banco Central de Venezuela*, Documentos de Trabajo, No. 61.

**Phelps, E (1970).** *The Microeconomic Foundations of Macroeconomics*, Norton, New York.

**Politis, D.N et Romano, J.P (1993).** "The stationary bootstrap", *Journal of the American Statistical Association*, No. 89, pp. 1303-1313.

**Ramey, G et Ramey, V.A (1995).** "Cross country evidence on the link between volatility and growth". *American Economic Review*, No. 85, pp. 1138-1151.

**Rand, J et Tarp, F (2002).** "Business Cycles in Developing Countries: Are They Different?", *World Development*, No. 30, pp. 2071-2088.

**Reyes, P (2002).** "Ciclos Económicos en México", *El Colegio Mexiquense*, documentos de investigación No. 68.

**Roche, M (1996).** "Government Spending and the International Business Cycle", *The Canadian Journal of Economics*, No. 29(4), pp. 865-84.

**Rodriguez, F et Sachs, J (1999).** "Why Do Resource-Abundant Economies Grow More Slowly", *Journal of Economic Growth*, No. 4, pp. 277-303.

**Rodrik, D, Subramanian, A, et Trebbi, F (2004).** "Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development", *Journal of Economic Growth*, No. 9(2), pp. 131-165.

**Sachs J (2003).** "Institutions Don't Rule: Direct Effects of Geography on Per Capita Income", *NBER*, Working Paper No. 9490.

**Sachs, J, et Warner, M (1995).** "Economic Reform and the Process of Global Integration", *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, pp. 1-118.

**Sachs, J, et Warner, M (1997).** "Natural Resource Abundance and Economic Growth", Center for International Development, Harvard university, Cambridge MA.

**Sáez, F (2004).** "Patrones cíclicos de la economía venezolana", *Banco Central de Venezuela*, Documentos de trabajo No. 60.

**Sáez, F et Puch, L (2004).** "Shocks Externos en una Economía Petrolera", *Banco Central de Venezuela*, Documentos de trabajo No. 59.

**Sala-i-Martin, X et Subramanian, A (2003).** "Addressing The Natural Resource Curse : An Illustration From Nigeria", *NBER*, Working Paper No. 9804.

**Santiso, J (2006).** *Latin America's Political Economy of the Possible: Beyond Good Revolutionaries and Free-Marketters*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

**Shea, J (1997).** "Instrument relevance in multivariate linear models: a simple measure", *Review of Economics and Statistics*, No. 49(2), pp. 348-352.

**Sims, C (1980).** "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, No. 48, pp. 1-48.

**Sims, C (1983).** "Is there a Monetary Business Cycle", *American Economic Review*, May. pp. 228-234.

**Solow, R (1957).** "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, No. 39(3), pp. 312-320.

**Soofi, A et Moussavi, S (2004).** "Transmissions of real economic shocks across the Pacific Rim economies", *Journal of Policy Modeling*, No. 26, pp. 959-972.

**Stiglitz, J (1976).** "The efficiency wage hypothesis, surplus labor and the distribution of income in LDCs", *Oxford Economic Papers*, 28.

**Stock, J et Watson, M (1988).** "Testing for common trends". *Journal of the American Statistical Association*, No. 83, pp. 1097-1107.

**Suescún, R (1997).** "Commodity Booms, Dutch Disease and Real Business Cycles in a Small Open Economy: The Case of Coffee in Colombia", *Banco de la República*, Borradores Semanales de Economía, 73.

**Vahid, F et Engle, R. F (1993).** "Common trends and common cycles", *Journal of Applied Econometrics*, No. 8(4), pp. 341-360.

**Venables, A.J (2003).** "Winners and losers from regional integration agreements", *The Economic Journal*, No. 113, pp. 747-761.

**Vera, L (2003).** "Liderazgo Político Renta y Política Económica: La Gestión Económica en la era de Chávez" Universidad Central de Venezuela and Latin American Centre, University of Oxford, Mimeo.

**Viner, J (1950).** *The Customs Union Issue*, Carnegie Endowment for International Peace, New York.

**World Trade Organization (2004).** International Trade Statistics.

**Zimmermann, C (1997).** "International real business cycles among heterogeneous countries". *European Economic Review*, No. 41, pp. 319-355.

**Zimmermann, C (1999).** "International Business Cycles and Exchange Rates", *Review of International Economics*, No. 7(4), pp. 682-698.