



HAL
open science

Rattachement de petites monnaies à l'euro

Iuliana Matei

► **To cite this version:**

Iuliana Matei. Rattachement de petites monnaies à l'euro. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2006. Français. NNT: . tel-00140522

HAL Id: tel-00140522

<https://theses.hal.science/tel-00140522>

Submitted on 6 Apr 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 DE PARIS I - PANTHEON SORBONNE

U. F. R. DE SCIENCES ECONOMIQUES

Année 2006

Numéro attribué par la bibliothèque



THESE

Pour obtenir le grade de
Docteur de l'Université de Paris I
Discipline: Sciences Economiques

Présentée et soutenue publiquement par

Iuliana Matei

8 décembre, 2006

Titre:

RATTACHEMENT DE PETITES MONNAIES A L'EURO

Directeur de thèse : M. le Professeur Taoufik RAJHI

Membres du jury :

M. Antoine d'AUTUME,
M. Gérard DUCHENE (Rapporteur),
Mme Mathilde MAUREL,
M. Taoufik RAJHI (Directeur),
M. Dominique REDOR (Rapporteur),

Professeur à l'Université de Paris 1
Professeur à l'Université de Paris XII
Chercheur CNRS, Université de Paris 1
Professeur à l'Université de Poitiers et AFDB
Professeur à l'Université de Marne-la-Vallée

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

Remerciements

J'aimerais témoigner ma gratitude à celles et ceux grâce à qui, par leurs enseignements, leurs conseils, leur aide et leur amitié, ce travail a vu le jour.

Je souhaiterais remercier en tout premier lieu, à mon directeur de thèse, Taoufik Rajhi qui a accepté de me diriger avec beaucoup de patience et sagesse et a suivi avec attention mon travail tout au long de ma thèse. Il m'a toujours encouragé, soutenu et poussé dans mes recherches depuis mon DEA. Je le remercie sincèrement de m'avoir proposé des sujets extrêmement riches et passionnants et de m'avoir formé à l'esprit de la recherche. Je lui suis reconnaissante de m'avoir laissé une grande liberté dans mes recherches et d'avoir toujours accueilli avec bienveillance mes idées.

Mes remerciements s'adresse également à Gérard Duchene et Dominique Redor pour avoir rapporté cette thèse. J'ai beaucoup apprécié leur lecture attentive et leurs remarques constructives. Je les remercie aussi d'avoir accepté de me faire le plaisir et le grand honneur d'être présents dans le jury de cette thèse.

Je voudrais remercier vivement Antoine d'Autume d'avoir accepté me faire le grand honneur et la joie d'être membre de mon jury de thèse.

Mes remerciements s'adressent également à Mathilde Maurel qui a accepté d'être membre du jury de cette thèse. Ses travaux que j'ai lus avec beaucoup d'intérêt, m'ont inspiré plus d'une fois. Je la remercie aussi pour sa franchise, sa disponibilité et son amabilité tout au long de ces années. Ses conseils et sa rigueur m'ont aidé dans la rédaction de l'un de mes articles.

Je tiens remercier ici vivement Jean-Pierre Laffargue. Sans lui, cette thèse n'aurait pas pu commencer. En effet, c'est grâce à lui que j'ai pu débiter mon DEA d'économie internationale/développement au sein de l'Université de Paris 1. Je tiens à lui exprimer toute ma reconnaissance la plus profonde pour la confiance qu'il m'avait accordé *a priori*, pour le vif intérêt qu'il a porté à mes résultats. Sa

compréhension, son soutien moral, son appui constant et ses encouragements durant toutes ces années m'ont beaucoup aidé de surmonter les moments difficiles.

Je souhaite également remercier Thierry Chauveau. Son influence auprès de moi a été plus importante qu'il ne le pense. Il m'a transmis le goût pour les mathématiques financières. Je n'oublierai jamais son soutien actif durant les périodes dures et incertaines de mes premières années de thèse. Qu'il trouve ici mes remerciements les plus sincères.

Il est particulièrement important pour moi, originaire d'une aire géographique et culturelle différente de celle de l'Amérique du Nord, de rendre hommage aux enseignements dispensés par le programme d'échanges universitaires Brown University – Université de Paris 1 Panthéon – Sorbonne. Je tiens remercier très particulièrement Dr. Peter Howitt. Sa patience, sa rigueur et son organisation sont des qualités exceptionnelles que l'on ne trouve que chez de rares personnes. Ses remarques, ses suggestions et ses précieux conseils m'ont poussé dans mes recherches. J'essaierai toujours de garder son œil critique et le souci d'expliquer clairement les choses pour pouvoir avancer...

Je tiens à remercier Jean-Claude Berthélemy pour sa disponibilité, ses remarques et ses corrections qui m'ont aidé d'améliorer l'un de mes chapitres de thèse. Je le remercie également d'avoir accepté d'être membre de l'ancien pôle développement du TEAM. Je suis redevable également à Sandra Poncet pour sa relecture minutieuse de mes travaux.

Un grand merci au professeur Bernard Guerrien pour son soutien et son optimisme qui m'a toujours servi de modèle. Je voudrais remercier Mireille Chiroleu-Assouline, un exemple et une source d'inspiration pour l'enseignement et la pédagogie. Merci encore à Philippe de Peretti pour ses conseils précieux d'économétrie temporelle.

Je remercie également TEAM de m'avoir accueilli durant cette période et plus particulièrement Claude Meidinger pour le temps qu'il m'a consacré, sa gentillesse, son professionnalisme et sa diplomatie. Je remercie aussi Philippe Martin de m'avoir

reçu avec sympathie au sein du Pôle International et de m'avoir offert un cadre agréable de travail.

Je ne pourrais pas oublier remercier Elda et Régine dont les sourires sont des véritables rayons de soleil qui illuminent les couloirs tortueux de ce bâtiment.

Une pensée amicale à tous mes collègues de TEAM-CES, avec une mention spéciale à Mohamed Ben Abdallah et à Jérôme Héricourt, qui n'ont pas loupé beaucoup d'occasions de transformer le couloir (et aussi mon ou leurs bureaux) en terrain de jeux voire en champ de bataille durant les recherches réalisées ensemble.

Je ne voudrais pas oublier à exprimer toute ma sympathie aux membres du Département d'Economie de l'Université d'Evry val d'Essonne.

Bien entendu, mes connaissances ne seraient pas ce qu'elles sont sans les discussions avec toutes les personnes qui ont croisé mon chemin au cours des différents colloques et séminaires, à commencer par l'équipe de TEAM.

Je remercie sincèrement au Groupe Crédit du Nord - la Direction Trésorerie Change et la Direction de la Gestion Financière, pour le précieux temps qu'ils m'ont consacré, leur franchise, leur gentillesse et leur professionnalisme. Je pense notamment à Vincent, Alain, Serge, Gérard, Jean-Claude, Mathieu, les Daniels, Caro, Aude, Emmanuel et Patrick.

Je suis redevable à toutes les personnes qui m'ont aidé à accéder aux données qui ont été utilisées dans mon travail. Je tiens remercier particulièrement la Direction du taux de change de la Banque Centrale de la Pologne et de la Banque Centrale de Slovaquie. Un grand merci à Elzbieta.Rybinska et à Jana Kovacova pour les informations utiles qui m'ont fourni.

Je ne terminerai pas mes remerciements sans avoir une petite pensée pour tous les professeurs de l'Académie d'Etudes Economiques - Faculté de Relations Economiques Internationales, de Bucarest qui ont, à leur tour, contribué à ma formation d'économiste.

Il serait ingrat de ma part de finir sans rendre hommage à mes amis américains, qui par la force de leur amitié, leur gentillesse et leur accueil, je ne me suis à aucun moment sentie seule et étrangère. Je pense particulièrement à John Eng-Wong, Maggi Zong, Kendall Brostuen, Youenn Kervennic, Maria Snead, Constantin. Une pensée cordiale à Dimitra, Sheetal, Gillian, Sofoclis, Kristin, Luciana, Shea...

Loin de mon travail et de l'économie, je pense à mes amis qui m'accompagnent depuis si longtemps et avec lesquels j'ai vécu tant de moments inoubliables : ces quelques retours aux sources furent toujours agréables et surprenants. Je pense à Quentin, Olivier, Béa, Gérard, Lica, Cristina, Ionut, Viorel, Bogdan...Je remercie particulièrement Gérard pour son appui constant pendant toutes ces années et pour la relecture minutieuse de ma thèse.

Je remercie beaucoup ma famille qui a toujours été proche de moi, même lorsque plus de 2000 km nous séparaient. Qu'ils sachent qu'à la veille de la soutenance de cette thèse je pense à eux. Merci à Marius pour son aide, ses conseils et son amitié.

Même si les thèses ont un caractère exclusivement personnel, je suis consciente que sans l'aide et la compréhension de ceux qui viennent d'être cités et ceux que j'ai (non sans peine) oublié de mentionner, cette recherche n'aurait pas pu aboutir. Qu'ils puissent trouver ici l'expression de mon plus grand respect et mes remerciements les plus sincères.

Table des matières

Remerciements.....	iv
Introduction générale.....	xii
1 UEM et la symétrie des chocs : une approche sur les PECO	
1.1. FONDEMENTS THEORIQUES ET TRAVAUX EMPIRIQUES DES ZMO.....	1
1.1.1 Développements théoriques des ZMO.....	7
1.1.2 Résultats empiriques récents.....	15
1.2. LES DIFFERENTS FAITS STYLISES DE LA LITTERATURE.....	20
1.2.1 La taille et le degré d'ouverture des économies.....	20
1.2.2 La corrélation entre les taux de croissance des pays étudiés.....	23
1.3. METHODOLOGIE.....	31
1.3.1 La composition de l'échantillon.....	31
1.3.2 Les sources de données.....	32
1.3.3 Modélisation des comouvements de prix et de quantités.....	32
1.3.3.1 Fondements théoriques de la méthodologie retenue: cycles et oscillateurs.....	33
1.3.3.1a Les hypothèses du modèle de Samuelson et la dynamique du revenu.....	33
1.3.3.1b Oscillations et effet Slutsky.....	36
1.3.3.2 La méthodologie empirique retenue.....	37
1.3.3.2a Comouvements à l'aide de la variance conditionnelle.....	39
1.3.3.2b Convergence de prix et quantités des PECO avec la zone euro.....	41
1.3.3.2c Comouvements à l'aide de la variance non-conditionnelle.....	42
1.4 RESULTATS ET INTERPRETATIONS.....	44

1.5 CONCLUSIONS.....	48
ANNEXES DU CHAPITRE 1.....	50
2 Canaux de transmission de la politique monétaire dans les PECO : une étude empirique à l'aide d'un modèle VAR	66
2.1 RESULTATS EMPIRIQUES FONDES SUR DES MODELES VAR.....	69
2.2 UN MODELE VAR POUR LES PECO.....	79
2.2.1 Représentation VAR et aspects méthodologiques.....	81
2.2.2 Sources de données.....	86
2.2.3 L'hypothèse de cointégration.....	86
2.2.4 Particularités des estimations.....	89
2.3 EVALUATION DE LA ROBUSTESSE DU MODELE VAR NON CONTRAINT.....	90
2.3.1 La stabilité des fonctions de réponse.....	90
2.4 RESULTATS ET COMMENTAIRES.....	97
2.4.1 Impact des chocs monétaires : une description d'ensemble.....	97
2.4.2 Etude individuelle sur l'ensemble de l'échantillon.....	103
2.4.3 Etude individuelle sur sous-échantillons.....	111
2.5 CONCLUSION.....	115
ANNEXES DU CHAPITRE 2.....	118
3 Transmission de la politique monétaire dans les PECO.....	145
3.1 LE MODELE DE BASE.....	147
3.1.1 Spécification VAR et aspects méthodologiques.....	147
3.1.2 Description des données et sources.....	149
3.1.3 Discussions techniques.....	150
3.2 RESULTATS PRELIMINAIRES ET COMMENTAIRES.....	151
3.2.1 Effets des chocs monétaires : une description d'ensemble.....	151

3.3	UNE ANALYSE PLUS ROBUSTE.....	155
3.3.1	La stabilité des fonctions de réponse.....	156
3.3.2	Schémes d'identification alternatifs.....	163
3.3.2.1	Etudes individuelles sur l'ensemble de la période et les sous-échantillons.....	164
3.3.2.2	La décomposition de la variance.....	169
3.4	CONCLUSION.....	171
	ANNEXES DU CHAPITRE 3.....	173
4	Une évaluation empirique sur le phénomène de contagion dans les PECO.....	198
4.1	LITTERATURE THEORIQUE : DEFINITIONS, MECANISMES ET CANAUX DE TRANSMISSION DE L'EFFET DE CONTAGION.....	202
4.2	SITUATION MACROECONOMIQUE DES PAYS DE L'EUROPE DE L'EST ENTRE 1997-1999.....	209
4.3	METHODOLOGIE ET SOURCES DE DONNEES.....	220
4.3.1	Spécification du modèle et résultats.....	222
4.3.2	Déterminants des anticipations de dévaluation.....	228
4.3.3	Modèles empiriques d'estimation des anticipations du taux de change.....	232
4.3.4	La composition de l'échantillon.....	235
4.3.4.1	Les sources de données.....	235
4.4	RESULTATS DES ESTIMATIONS EMPIRIQUES.....	237
4.5	CONCLUSION.....	245
	ANNEXES DU CHAPITRE 4.....	247

5 Une étude empirique sur les anticipations adaptatives du taux de change appliquée au cas de la Pologne.....	271
5.1 Fondements théoriques du modèle adaptatif.....	273
5.2 La méthodologie économétrique et les données.....	277
5.2.1 Méthodologie économétrique.....	277
5.2.2 Les données.....	278
5.3 Le modèle adaptatif.....	278
5.4 Résultats des estimations économétriques.....	280
5. 5 Conclusion.....	282
CONCLUSION GENERALE.....	289
BIBLIOGRAPHIE.....	294

Introduction générale

L'instabilité monétaire européenne¹ des années 1970-1980 a, sans doute, été un incitant à l'accomplissement de l'unification monétaire européenne. La participation de plusieurs pays européens² à un flottement conjoint informel à l'égard du dollar, connu comme « le serpent monétaire », a représenté une première tentative en ce sens. Elle a été suivie, à la fin des années soixante-dix, par une initiative de plus grande ampleur : celle de la création du Système Monétaire Européen (SME)³. Mais, les nombreux réalignements monétaires et le contrôle étendu sur les mouvements de capitaux observés ultérieurement, confiait toutefois, au système dans sa forme initiale, des marges de manœuvre considérables aux politiques monétaires nationales. L'approche Delors initia de ce fait, à la fin des

¹ A la suite des crises monétaires qui ont secoué les mouvements des taux de change des pays européens, le Conseil Européen de la Haye tenu en décembre 1969, a lancé le mouvement d'unification monétaire européenne afin de stabiliser les changes, de centraliser les décisions de politique monétaire de la CEE et de diminuer encore les barrières commerciales.

² Il s'agit de l'Allemagne, des Pays-Bas, de la Belgique et du Luxembourg qui ont été rejoints d'une manière sporadique par la France, l'Angleterre et l'Italie.

³ Mis en place en mars 1979, le Système Monétaire Européen réunissait huit participants originaux : France, Allemagne, Italie, Belgique, Danemark, Irlande, Luxembourg et Pays-Bas. Il a été agrandi par la présence de l'Espagne en 1989, de la Grande Bretagne en 1990 et le Portugal en 1992, bien qu'il réunit des pays ayant des taux d'inflation annuels divers, de 2,7% en Allemagne à 12,1% en Italie. Le SME représentait un système formel de taux de change fixes dans lequel les monnaies participantes fluctuaient dans des marges spécifiées. Par une politique de réalignements et de coopération, il réussit à survivre jusqu'à l'adoption de l'euro en 1999.

années quatre-vingt, un plan pour la création de l'Union Monétaire Européenne⁵. La mise en place de cette approche encouragea les responsables de l'ancienne communauté européenne de produire par le Traité de Maastricht de 1992, des amendements essentiels au Traité de Rome. Le respect des critères macroéconomiques de convergence stipulé dans le nouveau traité⁶, rendit réelle à la fin des années quatre-vingt-dix, l'adoption de la monnaie unique européenne par onze pays de l'UE. Ils devinrent ainsi membres effectifs de ce que, désormais, nous appelons l'Union Economique et Monétaire européenne (UEM)⁷. Le passage à l'union monétaire et la renonciation à la gestion de leur monnaie traditionnelle a donc été le fruit d'une longue phase de préparation durant laquelle les économies ont été soumises à de nombreuses contraintes, notamment de type budgétaire.

Ces événements n'ont que préfiguré, à un horizon rapproché, l'élargissement récent de l'ancienne communauté européenne à vingt-cinq, par l'intégration de dix nouveaux membres de l'Europe Centrale et de l'Est⁸, plus différents que les pays des précédents élargissements. Un enjeu majeur pour ces nouveaux entrants est

⁵ Les trois étapes se référaient à : l'entrée dans le mécanisme de changes du SME de tous les pays membres de la CEE, la réduction des bandes de fluctuation, le contrôle plus centralisé au sein de la CEE de certaines décisions de politique macroéconomique et le remplacement des monnaies nationales par une monnaie européenne unique qui confiait ainsi l'ensemble de décisions de politique monétaire à un Système Européen des Banques Centrales ayant à sa tête une Banque Centrale Européenne.

⁶ Ces critères font référence au taux d'inflation, à la stabilité du taux de change au sein du mécanisme de change, au déficit public et à la dette publique.

⁷ Il est à noter que, l'UEM est une union monétaire *complète*, c'est-à-dire, un système au sein desquels les pays ont supprimé leur monnaie nationale pour la remplacer par une unité commune à tous ses membres. Ajoutons qu'il existe des unions monétaires *incomplètes*, c'est-à-dire, un système monétaire au sein duquel les autorités monétaires nationales ont conservé leur monnaie tout en fixant le taux de change (de manière plus ou moins rigide).

⁸ L'entrée de deux nouveaux membres – la Roumanie et la Bulgarie, dans l'UE à 25 est prévue pour janvier 2007.

celui du passage de leurs monnaies nationales à l'euro⁹. En effet, en joignant l'UE, ils sont tenus à participer pendant une période d'au moins deux ans, au nouveau Mécanisme de Taux de Change (MTC2) succédant à l'ancien SME qui est devenu sans objet avec la mise en place de l'euro en 1999. La participation au nouveau MTC2 constitue une étape transitoire dont l'objectif principal est de maintenir la stabilité du taux de change entre l'euro et les monnaies participantes au MTC2 pour éviter des fluctuations importants au sein du marché intérieur et de préparer l'adhésion des nouveaux entrants à l'euro. Ces développements récents au niveau des arrangements monétaires internationales ont ravivé les débats autour des effets économiques de l'union monétaire européenne dans le domaine de la recherche académique. L'objectif majeur de cette thèse est de contribuer à une meilleure compréhension du processus d'intégration monétaire dans le cas des PECO¹⁰ ayant récemment rejoint l'Union Européenne. Plus précisément, nous nous attacherons à étudier empiriquement l'impact de différents chocs (des chocs réels, des chocs monétaires et des chocs financiers) sur l'environnement économique des pays du MTC2 afin d'évaluer à la fois la capacité de l'union à gérer les chocs économiques et les difficultés éventuelles à franchir par les PECO afin d'intégrer le MTC2 ou joindre effectivement la zone euro.

Au plan théorique, l'approche principale de l'intégration monétaire, la théorie des zones monétaires optimales (ZMO), demeure le cadre de référence explicite ou implicite de bon nombre d'études sur l'UEM (De Grauwe (1999), Mongelli (2002), Beine (1999) pour une revue de la littérature). Cet outil de base, plutôt focalisé sur

⁹ Tandis que pour la Slovénie, la date d'entrée dans la zone euro a été établie au début janvier 2007, d'autres pays, comme la Hongrie, la Pologne, la République Tchèque ou la Slovaquie n'ont même pas encore fixé la date cible pour intégrer le MTC2.

¹⁰ Il s'agit de Pays de l'Europe Centrale et Orientale (PECO).

les coûts macroéconomiques engendrés par la perte de l'autonomie monétaire que sur l'analyse des bénéfices, a ouvert de nouvelles pistes de recherche. Au-delà de ses critères traditionnels, mis en évidence par les travaux de Mundell (1961), McKinnon (1963) et Kennen (1969), la symétrie des chocs économiques représente un critère récent de la théorie des ZMO qui se situe à la fois « à l'intersection des critères traditionnels » et constitue « le corps de la littérature empirique » de celle-ci (Mongelli (2002), Beine (1999)). Ce dernier critère établit qu'il est moins coûteux pour les économies de former une union monétaire lorsque les cycles économiques entre celles-ci sont symétriques, puisque la même politique monétaire est requise dans tous les pays concernés (voir, par exemple, Boone et Maurel (1999) pour les PECO, Shin et Wang (2004) pour les provinces chinoises). Une politique d'ancrage des taux de change à une monnaie unique est envisageable. Dans la thèse, nous nous attacherons d'évaluer le critère du degré d'(a)symétrie des chocs en s'appuyant sur l'investigation des comouvements. A cet égard, la nature et le rôle de l'incertitude dans les phénomènes considérés est l'une des approches empiriques notamment utilisées par les macroéconomistes dans l'évaluation des fluctuations et renvoie à la formulation stochastique de l'analyse des fluctuations (Frish, 1933). En accord avec cette vision, les cycles sont dus à une réaction du système économique aux différents chocs aléatoires et sont habituellement représentés à l'aide de processus autorégressifs (AR).

Dans la même littérature, un autre résultat à la fois important et assez récent qui vient nuancer le critère précédent, est que le degré de symétrie des chocs pourrait être endogène. En d'autres termes, il serait plus probable pour un pays de satisfaire ce critère dans des conditions *ex-post* que dans des conditions *ex-ante*. Ce fait constitue un fort argument d'adhésion pour les pays ne l'ayant pas préalablement rempli (Frankel et Rose, 1998).

Tous ces développements au niveau théorique ou empirique ont connu leur source à la fin des années 1940 et 1950 lorsque la vision keynésienne des cycles économiques a alimenté de nombreux débats liés aux fluctuations économiques et aux méthodes utilisées afin de les évaluer¹¹. Quelques années plus tard, Kydland et Prescott (1982) se sont donnés pour objectif de construire une théorie des mouvements conjoncturels sans abandonner l'hypothèse de l'équilibre des marchés. A cet effet, ils combinaient un modèle de croissance optimale tout à fait comparable à celui de David Cass (1965) à un effet Slutsky engendré par des chocs technologiques aléatoires.

Plus récemment, ce sont les modèles vectoriels autorégressifs (VAR) qui ont permis d'identifier les impulsions engendrant les cycles par effet Slutsky. Depuis une vingtaine d'années, des travaux d'économistes keynésiens ont utilisé ces modèles autorégressifs (les modèles VARs étant une généralisation des modèles AR) et fait la distinction entre les chocs d'offre et ceux de demande qui expliquent l'essentiel des fluctuations cycliques de courte période (Blanchard et Quah, 1989). Dans les chapitres deux et trois de la thèse, nous proposerons d'évaluer l'impact des chocs monétaires et réels sur l'environnement économique des PECO à l'aide de l'approche empirique VAR.

D'autres recherches théoriques ont récemment ravivé l'intérêt pour la politique monétaire optimale en s'appuyant sur différentes avancées de la macroéconomie moderne telles que, les modélisations tenant compte des anticipations des agents (voir, Woodford (2001), Guesnerie (2001)). En dépit de recherches théoriques importants liées à l'hypothèse des anticipations rationnelles des agents (Guesnerie (2001), Orléan (1986)), peu de travaux empiriques ont été menés pour appuyer

¹¹ Voir, par exemple, Backus, Kehoe et Kydland (1995), King et Watson (1996).

différentes hypothèses *ad hoc* retrouvées dans la littérature théorique (par exemple, Bénassy-Quéré, Larribeau et Macdonald (1999)). Nous nous attacherons de traiter ce thème dans le dernier chapitre de la thèse.

Bien que les analyses empiriques récentes montrent une certaine convergence des cycles économiques des huit PECO avec ceux de l'UE, la fragilité de leur ancrage à l'euro reste un problème d'actualité. Les approches théoriques et empiriques présentées précédemment nous permettront de mieux comprendre certains des enjeux liés *au rattachement à l'euro* défini par le SME bis.

Structure générale de la thèse

Les cinq chapitres de la thèse qui composent notre travail de recherche se sont donnés pour objectif de contribuer à une meilleure compréhension du processus d'intégration monétaire dans le cas des PECO ayant récemment joint l'UE. Le premier chapitre étudie les comouvements de prix et de production afin d'évaluer le degré de synchronisation des cycles entre différents PECO et la zone euro. Les deux chapitres suivants s'attachent à analyser les mécanismes de transmission des chocs monétaires dans les PECO. Le quatrième chapitre tente de quantifier l'impact de l'effet de contagion sur la crédibilité de quelques PECO pendant les crises financières internationales succédées entre 1996 et 2001. Enfin, le dernier chapitre s'attache à offrir un point de vue complémentaire au chapitre précédent dans le sens où il tente de tester une possible nature des anticipations du taux de change du zloty polonais par rapport à l'euro et au dollar sur la période 1993-2002.

Dans le **chapitre 1**, nous présenterons d'abord brièvement les critères traditionnels de la théorie des zones monétaires optimales et les différents travaux empiriques liés au degré d'(a)symétrie des chocs pour les PECO. Nous exposerons ensuite

quelques faits stylisés sur leur degré d'intégration économique. Puis, nous synthétiserons les principaux problèmes méthodologiques et proposerons deux méthodes appropriées d'estimation. L'une des moyens pour évaluer le degré d'(a)symétrie des chocs et implicitement, le degré de consensus sur l'alignement à une politique monétaire commune est l'étude des particularités des comouvements. Pour estimer ces derniers, nous nous appuierons sur un modèle autorégressif à deux étapes et calculerons les variances conditionnelle et non-conditionnelle à partir de l'étude d'Alesina, Barro et Tenreyro (2002). Il convient de souligner que l'analyse des comouvements (avec variance conditionnelle ou variance non -conditionnelle) ne suffit pas à conclure à la synchronisation des cycles des PECO avec la zone euro. Afin de réaliser une étude plus complète des cycles économiques, nous analyserons la convergence des prix et des productions des différents PECO avec la zone euro que nous soulignons à la suite des estimations. Il s'agit donc d'un pas méthodologique supplémentaire, que nous aborderons dans ce premier chapitre à l'aide de deux indicateurs : l'indice mensuel de production industrielle et l'indice mensuel des prix à la consommation. Dans ce type d'analyse, nous supposons au préalable, comme la plupart des recherches dans la matière, que la politique monétaire agit principalement sur les fluctuations accompagnant les restructurations, en d'autres termes, les cycles. Nous proposerons, dans l'analyse des résultats, un examen par groupe de pays compte tenu de leurs régimes de change. Notre démarche mettra en lumière plusieurs résultats intéressants liés aux particularités des comouvements.

L'un des défis majeurs de l'Union Européenne à l'heure actuelle est celui lié au fonctionnement d'une future zone euro élargie. Il s'agit à la fois de la question de la pertinence d'une cible d'inflation de 2% pour des pays en plein rattrapage

économique et de la connaissance adéquate des mécanismes de transmission de la politique monétaire pour les nouveaux entrants qui doivent se rapprocher de ceux des pays membres de la zone euro. Dans le **chapitre 2**, nous proposerons alors d'évaluer, du point de vue empirique, l'impact des chocs de politique monétaire sur la production et les prix dans le cas des huit pays de l'Europe Centrale et Orientale à travers différents canaux de politique monétaire mis en avant dans la littérature : le canal du taux d'intérêt, le canal du taux de change et le canal quantitatif (le canal de l'agrégat monétaire et celui du crédit domestique). Cette démarche s'inscrit dans la suite des travaux macro-économiques récents qui analysent les effets réels de la politique monétaire et utilisent comme techniques économétriques, des modèles Vectoriel AutoRegressifs initiés par Sims (1980) comme une alternative aux insuffisances des modèles macroéconométriques d'inspiration keynésienne. Plusieurs spécificités méthodologiques distinguent notre travail des études précédents (par exemple, Créel et Levasseur, 2005) : l'analyse de la robustesse des fonctions de réponses pour les VAR en niveau, le rejet de l'hypothèse de cointégration et l'examen des effets de transmission de la politique monétaire sur différentes sous-périodes qui ont distingué des régimes de changes homogènes. Les résultats obtenus soulignent l'hétérogénéité persistante des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les huit PECO. D'autre part, le fait que le canal du taux de change reste particulièrement puissant pour une moitié de notre panel par rapport à celui du taux d'intérêt, vient dévoiler qu'un certain nombre d'évolutions leur restent à accomplir afin de joindre la zone euro.

Alors que l'objectif du chapitre 2 est d'analyser, du point de vue empirique, l'importance relative de chacun des canaux de transmission de la politique

monétaire couramment mis en évidence dans la littérature, **le chapitre 3** s'attachera à fournir une étude des mécanismes de transmission de la politique monétaire à partir d'un autre modèle VAR, uniquement pour les PECO où le canal du taux d'intérêt a du mal à s'imposer comme un véritable canal direct. Plus précisément, il s'agit de tester notamment l'importance relative du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire dans le cas de la Hongrie, de la Pologne, de la République Tchèque et la Slovaquie. Les différents jeux empiriques proposés à partir de l'étude de Peersman et Smets (2003), n'aboutissent pas à résoudre dans tous les cas de figure, les problèmes de *price puzzles*, en confirmant encore une fois, en accord avec d'autres recherches empiriques sur le sujet, la faiblesse du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire pour les nouveaux entrants. Nous montrerons aussi que le canal du taux d'intérêt semble être plus puissant que celui du taux de change pour la Hongrie ce que l'on n'a pas observé dans le modèle VAR présenté dans le chapitre précédent.

A la suite des crises financières qui se sont succédées dans les années 1990, de nombreux économistes ont commencé à défendre les régimes de change fixes (comme « la caisse d'émission » ou « l'union monétaire ») considérés comme étant les plus viables avec les régimes de changes flexibles (Obstfeld et Rogoff, 1995a; Eichengreen, 1998 ; Ficher, 2001). Dans **le chapitre 4**, nous tenterons de quantifier l'impact de l'effet de contagion sur la crédibilité des monnaies nationales de quatre PECO. Après avoir fait un bref tour d'horizon de la littérature sur le phénomène de contagion, nous construirons un modèle s'inspirant des travaux de Rose et Svensson (1993), et précisons la manière dans laquelle nous explicitons la crédibilité de chaque monnaie considérée. Nous estimerons ainsi une équation où la crédibilité des monnaies, mesurée par un taux de dépréciation anticipée, est

expliquée par différents fondamentaux macroéconomiques auxquels nous ajoutons une variable dummy appelée « contagion ». Cette dernière renverra à une définition générale de ce phénomène : tout canal transmettant un choc d'un pays à un autre ou un choc commun à une région. Les résultats obtenus mettrons en évidence d'abord, que les anticipations de dévaluation sont faiblement liées aux déterminants macroéconomiques et dépendront de la monnaie considérée. Parmi les variables économiques proposées, seul le différentiel de l'inflation par rapport à l'Allemagne sera significatif généralement au seuil de 1%, ce qui s'inscrit dans la lignée des résultats obtenus par Rose et Svensson (1993) pour quelques pays européens (le Danemark, la Belgique, la France, les Pays Bas, l'Italie et l'Irlande) sur la période : 1979 - 1992. Nous soulignerons également que l'effet de contagion est un facteur essentiel dans la détermination du taux de change, mais, qu'il est toujours difficile de déterminer précisément si l'évolution du taux de dépréciation anticipée restera seulement le résultat de l'aboutissement d'une certaine forme de contagion internationale. Finalement, nous signalerons que la crise russe a eu relativement plus d'impact sur les économies étudiées par rapport aux autres crises monétaires analysées ce qui semble confirmer sa nature régionale.

Le thème lié aux anticipations du taux de change a donné lieu à une littérature théorique importante, mais les travaux au plan empirique sont restés peu explorés. Dans le **chapitre 5**, nous nous attacherons à étudier une possible nature du processus des anticipations liées au taux de change du zloty qui gouverne les anticipations des agents. Dans ce but, nous proposerons à partir de l'étude de Bénassy-Quéré, Larribeau et Macdonald (1999), un modèle empirique qui nous permettra de tester la nature adaptative du processus des anticipations du taux de change du zloty par rapport à deux devises (l'euro et le dollar) sur la période 1993 -

2002. Les données que nous utiliserons dans nos estimations concernent le taux de change nominal anticipé à l'horizon de 9 mois du zloty polonais par rapport à l'euro et par rapport au dollar et proviennent de la Banque Centrale de la Pologne. Les résultats des estimations mettront en évidence la nature adaptative des anticipations du taux de change seulement dans le cas de la parité zloty/euro. Nous évoquerons au final quelques pistes de recherche possibles.

CHAPITRE 1

UEM et la symétrie des chocs : une approche sur les PECO

Introduction

L'un des enjeux importants qui alimente aujourd'hui les débats sur l'Europe est celui du passage des monnaies des PECO ayant récemment joints l'UE, à la monnaie unique européenne. Pour les nouveaux entrants qui opèrent actuellement des politiques monétaires indépendantes, la date cible pour l'adoption de l'euro est prévue à partir de 1^{er} janvier 2007¹. Cependant, les positions officielles de la Commission Européenne et de la BCE indiquent une étape transitoire de la politique de change que ces pays devraient parcourir jusqu'à leur entrée dans la zone euro. Plus précisément, ils devraient intégrer pendant une période d'au moins deux ans, le nouveau Mécanisme de Taux de Change (MTC2) succédant à l'ancien Système Monétaire Européen (SME) devenu sans objet avec la mise en place de l'euro

¹ Dans les annexes, le tableau 1 expose le calendrier de l'adoption de l'euro, dans le cas des huit PECO (Pays de l'Europe Centrale et Orientale) ayant récemment joints l'UE.

scriptural au 1^{er} janvier 1999. L'une des questions déterminantes engendrée par leur passage à la monnaie unique européenne est celle des coûts et des bénéfices entraînés par l'abandon des monnaies nationales². En ce sens, l'outil de base afin d'étudier l'intégration monétaire sous l'angle des coûts d'une monnaie unique reste toujours la théorie des zones monétaires optimales (ZMO). Dans la littérature, les coûts de l'adoption de la monnaie commune sont généralement établis selon deux critères: (i) institutionnels (les critères de Maastricht) et (ii) ceux qui dérivent de la théorie des zones monétaires optimales³ dont le cadre de référence fait appel aux notions keynésiennes de rigidité des prix et des salaires. Rappelons que le traité de Maastricht, fondé sur les principes du gradualisme et de la convergence, stipule que les pays désirant rejoindre l'UEM sont tenus de respecter plusieurs critères de convergence⁴. La seconde catégorie découle de la théorie des ZMO⁵ issue des

² Le nouveau Mécanisme de Taux de Change (MTC2) institué par la résolution du Conseil Européen en juin 1997, a pour objectif de maintenir la stabilité du taux de change entre l'euro et les monnaies participants au MTC2 afin d'éviter des fluctuations du taux de change trop importantes dans le marché intérieur et de préparer l'adhésion de nouveaux Etats membres à l'euro. En vertu de cette entente, les monnaies des pays non participants à la Zone Euro, auront un taux central exprimé en euro et pourront fluctuer dans une fourchette de plus ou moins 15% par rapport à ce taux, fixé par accord mutuel entre la BCE, les gouverneurs des banques centrales et les ministres des finances des pays de l'UE. Les interventions sur les marchés des changes seront automatiques et illimités, si et seulement si, elles ne mettent pas en danger l'objectif de stabilité de prix dans la Zone Euro.

³ Voir Ishimiya (1975), Tower et Willet (1976), Bayoumi and Eichengreen (2000) pour un aperçu de la littérature.

⁴ Il s'agit de critères de convergence budgétaire, d'inflation, des taux d'intérêt à long terme, de dette publique et de taux de change; donc, un « policy – mix » de restrictions monétaires et budgétaires. Selon les propres termes du traité, ces critères sont soumis à une certaine marge d'interprétation (surtout, le critère budgétaire).

travaux de Mundell (1961), McKinnon (1963) et Kenen (1969). Selon ses critères traditionnels, deux pays ou régions bénéficieront de la formation d'une union monétaire, s'ils sont caractérisés par une grande similarité des cycles économiques, ont de forts échanges commerciaux et disposent d'un mécanisme d'ajustement⁶ efficace susceptible de mitiger les effets négatifs des chocs asymétriques. Mais, au-delà de ces différents critères structurels qui « ne permettent pas de déterminer clairement le contour exact de la ZMO européenne » comme le souligne Beine (1999), l'accent est essentiellement mis sur la nature des chocs affectant les régions constitutives d'une union monétaire. Cette piste de recherche s'est avérée féconde dans la mesure où elle se situe à l'intersection de plusieurs critères de la ZMO (Mongelli, 2002) et constitue incontestablement « le corps de la littérature empirique sur les ZMO » (Beine, 1999). L'idée de base de ce nouveau critère est que les coûts de l'union monétaire diminuent proportionnellement au degré de symétrie des chocs. Ce dernier implique une transmission plus forte ou plus faible des fluctuations entre pays ce qui pourrait constituer un argument important en faveur d'une coordination des politiques au sein de l'union monétaire. Dans notre cadre, elle reflète le fait que les cycles économiques devraient être plus symétriques lorsque les monnaies sont ancrées à l'euro puisqu'on admet l'existence d'une politique monétaire commune.

Les unions monétaires sont donc, susceptibles d'affecter la synchronisation des chocs⁷ et également les caractéristiques des comouvements entre les participants.

⁵ Dans sa version traditionnelle, la théorie des zones monétaires optimales considère les bénéfices comme donnés et se concentre sur le coût lié à la perte du taux de change nominal comme instrument de stabilisation.

⁶ Par exemple : mobilité de la main d'œuvre, flexibilité des prix etc.

⁷ Frankel et Rose (1998) introduisent la notion de « l'endogénéité des critères des ZMO ». Dans l'esprit de la critique de Lucas, ils soulignent qu'il est plus probable pour un pays, de satisfaire

Cette considération est essentielle pour la désirabilité d'une monnaie unique or pour la participation aux arrangements monétaires internationales (comme MTC2) : les pays souhaitant rejoindre une union monétaire devraient évaluer l'impact qu'une union monétaire or différents arrangements monétaires ont sur les caractéristiques des comouvements. Une réponse positive des comouvements aux unions monétaires conduit à un degré plus élevé de consensus sur l'alignement à une politique monétaire commune n'entraînant pas de déséquilibres entre participants et à de moindres coûts engendrés par la perte de l'autonomie monétaire. Une réponse négative des comouvements a l'effet inverse : elle engendre des fluctuations divergentes ce qui préjuge que les politiques de change joueront un rôle important afin de soutenir la demande dans des périodes d'activité économique faible. Elle constitue également un argument de non-désirabilité d'une monnaie commune.

les critères d'adoption de l'euro, dans des conditions *ex-post* avec l'approfondissement de l'intégration monétaire et commerciale, que dans des conditions *ex-ante*. Dans la même optique de la Commission Européenne (1990), ils considèrent qu'une intégration économique plus étroite entraîne une moindre fréquence des chocs asymétriques et donc, une meilleure synchronisation des cycles entre économies. A l'opposé, Krugman (1993) affirme que l'analyse de Mundell reste pertinente, une intégration plus étroite engendrant une concentration régionale des activités industrielles qui apporte ainsi un risque plus élevé de chocs idiosyncrasiques. Après avoir distingué entre les deux approches qui reflètent la relation entre intégration économique et l'occurrence de chocs asymétriques, De Grauwe (1997), se prononce en faveur de la position de la Commission Européenne, pour la raison suivante : une meilleure intégration économique peut induire des concentrations et des agglomérations, mais, en même temps, elle induit une dénaturation des frontières nationales en tant que critères de choix de localisation géographique d'une activité économique. Les deux positions contradictoires sur la relation entre intégration économique et occurrence de chocs asymétriques vient nous montrer qu'au plan théorique cette relation est assez incertaine. En effet, la seule hypothèse théorique qui pourrait être avancée à ce point, serait que l'intégration économique semble réduire la probabilité des chocs asymétriques. Par conséquent, le problème reste principalement d'ordre empirique.

Finalement, la synchronisation des chocs est une condition *sine qua non* pour la constitution d'une ZMO. C'est pourquoi, il est essentiel d'analyser les principaux indicateurs de la synchronisation des cycles. Ce chapitre s'est donc donné pour objectif d'investiguer les effets de l'union monétaire sur les particularités des comouvements de prix et de production pour quelques PECO ayant récemment joints l'UE et d'analyser la convergence de prix et de productions de ceux-ci avec la zone euro.

Dans le cadre général des modèles autorégressifs, ce chapitre se distingue des autres études sur le sujet (par exemple, Alesina, Barro et Tenreyro) par trois aspects. Tout d'abord, il se concentre sur les expériences récentes de six PECO (l'Estonie, la Hongrie, la Pologne, la République Tchèque, la Slovaquie et la Slovénie) qui constituent des exemples intéressants pour l'investigation des comouvements : pays avec une hétérogénéité des régimes de change, récemment intégrés dans l'UE et futurs candidats à l'adoption de l'euro. Deuxièmement, l'étude des comouvements des variables de la sphère réelle renvoie à deux méthodes d'analyse à la fois différentes et complémentaires. La première méthode étudie les comouvements dans la même lignée que le travail d'Alesina, Barro et Tenreyro (2002). La seconde méthode s'appuie sur les résultats obtenus avec la méthode retenue précédemment : les caractéristiques des comouvements sont étudiés à l'aide de la variance non-conditionnelle exprimée en fonction de la variance conditionnelle utilisée l'analyse d'Alesina, Barro et Tenreyro (2002). Il convient de préciser que, ce qui intéresse ici n'est pas la corrélation des chocs *per se* (Kose et al, 2003b) mais, la variance de la

production du pays-client par rapport à celle du pays-ancre⁸. Plus la variance entre le pays-client et le pays-ancre est petite, plus les comouvements augmentent et par conséquent, l'intérêt du pays-client de joindre l'union sera grand. Troisièmement, nous étudions la convergence de prix et de productions des pays de l'échantillon avec la zone euro en s'appuyant sur des données s'étalant entre 1993 et 2004.

Par ailleurs, il convient de souligner, qu'à notre connaissance, il n'a jamais été tenté de fournir une évaluation des bénéfices ou des pertes macroéconomiques liés à l'adhésion à l'UEM en examinant les comouvements dans le cas des PECO. D'autres méthodes d'estimation ont été utilisées à cet effet (la corrélation des composantes cycliques, comme dans Poncet, 2005, Boone et Maurel, 1999).

Le chapitre est organisé en cinq sections. La première section propose une brève présentation des fondements théoriques des zones monétaires optimales et une revue succincte des travaux empiriques récents concernant les coûts et les bénéfices de l'élargissement vers l'est. La deuxième partie se penche sur certains faits « stylisés » sur les PECO. La troisième section est dédiée à la présentation des données et des méthodologies proposées pour estimer les comouvements de prix et production. Les résultats et leurs interprétations sont exposées dans la quatrième section. La dernière section est dédiée aux conclusions.

⁸ La variance dépend d'une part, de la corrélation des productions (et donc, de ces chocs) et d'autre part, de variances individuelles des productions. La production d'un pays peut être corrélée d'une manière forte avec celle du pays-ancre (dans notre cas, la zone euro). Mais, si la variance du produit du pays-client est plus grande que celle du pays-ancre, la politique monétaire du pays-ancre s'avère inappropriée pour le pays-client. Voir, Alesina, Barro et Tenreyro (2002).

1.1 Fondements théoriques et travaux empiriques des ZMO

Cette section a pour objectif de réaliser une courte présentation des fondements théoriques des zones monétaires optimales. Nous évoquons ensuite les travaux empiriques récents sur les PECO mis en avant dans la littérature.

1.1.1 Développements théoriques des ZMO

Les débats théoriques relatifs à l'Union Economique et Monétaire ont souvent comme point de départ la théorie désormais traditionnelle des zones monétaires optimales⁹. Considérant les bénéfices comme donnés, cette théorie se concentre, au moins dans sa version classique, sur le coût lié à la perte du taux de change nominal comme instrument de stabilisation. De manière générale, la mise en œuvre de cette théorie vise à permettre de déterminer si un espace géographique particulier constitue une zone monétaire optimale, c'est-à-dire, un ensemble de régions ou de pays pour lesquels il est profitable d'adopter une monnaie unique ou un système de taux de change fixes¹⁰. Cette théorie trouve son origine dans les travaux pionniers de Mundell (1961), McKinnon (1963) et Kenen (1969) qui mettent en évidence trois critères principaux que nous proposons de présenter ici d'une manière succincte.

⁹ Traditionnellement, on désigne par une zone monétaire optimale un espace économique - en général, un groupe de pays, lié par des taux de change irrévocablement fixes.

¹⁰ *Stricto sensu* une union monétaire se définit comme une zone au sein de laquelle les taux de change sont caractérisés par une relation fixe et permanente et dans laquelle ne prévaut, en l'absence de contrôle de capitaux, qu'une politique monétaire unique (Masson et Taylor, 1992). Une union monétaire peut être caractérisée par l'adoption d'une monnaie unique, mais une union « n'implique nullement une monnaie unique » (Beine, 1999).

Mundell (1961) observe les circonstances dans lesquelles un taux de change fixe fait l'objet d'une politique économique correcte. Après avoir noté que l'adoption d'une monnaie commune suppose des coûts et des bénéfices, le sujet central de son article devient les coûts engendrés par la perte de la flexibilité monétaire. Pour appréhender l'objet de la théorie des ZMO, il prend l'exemple d'un glissement de la demande relative d'une région (pays) à l'autre qui constitue un choc asymétrique. Il considère le cas dans lequel pour une raison ou une autre, les consommateurs d'une région (un pays) préfèrent consommer davantage le bien produit dans la première région et ce au détriment du bien produit dans la seconde région. Plus précisément, il s'agit d'un report de demande d'un bien vers l'autre et donc, par hypothèse, d'une région (pays) vers l'autre. Ainsi, chaque pays se trouve confronté à un problème d'ajustement. En effet, alors que le second pays (la seconde région) est confronté à une augmentation de chômage et à un déficit de la balance courante, le premier pays ou la première région connaît une expansion qui peut engendrer des pressions à la hausse sur le niveau de prix et accumule des surplus extérieurs. Dans un tel cas, l'instrument du taux de change apparaît comme un canal puissant d'ajustement de ce déséquilibre économique : une dépréciation du taux de change de la devise du deuxième pays (région) par rapport à celle du premier pays (région) élimine le problème de déficit de la balance courante et de chômage d'une part, et les problèmes de pression inflationnistes, d'autre part. En l'absence de la flexibilité du taux de change nominal, c'est le deuxième pays qui supporte cet ajustement à travers les variations du revenu et du chômage. Plus les chocs qui touchent les pays sont asymétriques, plus l'utilisation du taux de change nominal comme instrument de stabilisation s'avère de plus en plus nécessaire. En d'autres termes, plus les chocs sont asymétriques entre deux pays ou régions, plus les coûts d'une monnaie unique

seront élevés. Mais, ces coûts pourraient être compensés par une très forte mobilité du travail entre les régions ce qui vient rétablir l'équilibre initial perturbé par le choc. En effet, une migration des travailleurs de la seconde région (B) vers la première région (A) pourrait résoudre le problème d'ajustement : le taux de chômage de la région B diminue et sa balance commerciale s'améliore, tandis que la région A voit sa production augmenter et sa pénurie de travailleurs se réduire. Les mouvements du facteur de travail contribuent donc, à améliorer les problèmes de balance des paiements et à éviter le recours à une dévaluation et une diminution des salaires dans la région B. Mundell choisit ainsi comme critère principal pour la création d'une union monétaire, le facteur « mobilité du travail » qui sous-tend un autre critère, celui du degré de flexibilité des salaires et des prix¹¹. En l'absence de cette condition, l'adoption d'une seule monnaie rendrait la zone monétaire sous-optimale : l'existence de différentes monnaies et le réalignement deviendraient par conséquent, moins coûteux.

R. McKinnon (1963) s'attache à nuancer la conclusion de Mundell. Il remarque que la dépréciation d'une monnaie se substitue, dans le pays affecté négativement par un choc, à une baisse des salaires. Si un pays voit sa monnaie se déprécier, la conséquence directe est une augmentation des prix des importations, et

¹¹ Au sein de la littérature, une grande partie des auteurs considère qu'un degré relativement important de rigidité des prix et des salaires est une entrave potentielle à la constitution d'une union monétaire. Il convient, toutefois, de souligner dans la même lignée que Masson et Taylor (1992), la différence entre flexibilité nominale et flexibilité réelle. Si l'on se situe dans le cas d'une rigidité totale du salaire réel, les variations du taux de change nominal n'affecte ni l'emploi, ni les exportations nettes car la rigidité du salaire réel implique la rigidité du taux de change réel.

toutes choses égales par ailleurs, une baisse des salaires réels. McKinnon constate que ce phénomène est limité dans une économie peu ouverte. Il définit alors le deuxième critère d'une zone monétaire optimale, à savoir, le degré d'ouverture de l'économie. Selon celui-ci, deux régions (pays) n'ont intérêt à fixer leur taux de change ou à n'avoir qu'une seule monnaie, que s'ils sont très ouvertes l'une à l'autre. Contrairement aux autres critères traditionnels des ZMO, celui-ci s'applique à la fois, à l'analyse des coûts et des bénéfices tirés de l'union monétaire. En ce sens, les bénéfices sont susceptibles d'augmenter suivant le degré d'ouverture des pays¹² (De Grauwe, 1994). A ce sujet, l'analyse des gains d'une union monétaire ne requiert généralement pas une justification élaborée : on considère que plus le volume du commerce intra-régional à l'intérieur de l'union est important, plus les économies des coûts sont élevées (même si l'on admet l'existence d'autres bénéfices comme la réduction de l'incertitude due à la fixation du taux de change). Du côté des coûts, la relation avec le degré d'ouverture semble moins intuitive, la littérature plaidant en faveur d'un effet négatif du degré d'ouverture sur les coûts engendrés par un taux de change irrévocablement fixe ou une monnaie unique. Dans la mesure où la baisse des coûts engendre un double effet sur les gains nets générés par l'union monétaire, ce critère semble être « le plus important développé par la théorie des zones monétaires optimales » (Beine, 1999).

¹² Par exemple, l'élimination des coûts de transactions aura plus de poids dans les pays où une grande part de la consommation et de la production des biens et services est le résultat d'échanges avec des pays étrangers. Une élimination de ces risques comporte généralement un gain plus important de bien-être (par tête) pour les petits pays à l'économie ouverte que pour les grands pays relativement fermés.

Finalement, Kennen (1969) observe à son tour que le critère de Mundell associe un pays à une activité productive précise. Or, dans le cas d'un tissu productif très diversifié, un choc exogène à un secteur quelconque, ne nécessitera pas un ajustement économique d'ampleur. Par conséquent, l'immixtion du taux de change ne sera pas essentielle puisque la variabilité du taux de change affecte les prix relatifs de *tous* les biens domestiques et *tous* les biens étrangers. Or, dans ce cas, il n'affectera que les prix relatifs d'un produit (ou d'un groupe de produits). La diversification d'une économie aura alors pour effet de compenser l'éventuelle immobilité internationale du travail par une mobilité intersectorielle et les chocs asymétriques qui touchent les pays et les régions exerceront un effet atténué. En synthèse, le critère de Kennen, affirme que deux pays n'ont intérêt à fixer leur taux de change afin d'appartenir à la même zone monétaire optimale, que si leurs tissus productifs sont très diversifiés.

Ces trois travaux marquent les fondements de la théorie des zones monétaires optimales et constituent l'outil de base pour les travaux empiriques plus récents, en l'occurrence ceux concernant les pays de l'Europe Centrale et Orientale.

Par-delà des critères traditionnels développés précédemment, l'(a)symétrie des chocs macroéconomiques réels constitue un nouveau critère de la théorie des zones monétaires optimales qui implique le fait que les coûts de l'union monétaire diminuent proportionnellement au degré de symétrie des chocs¹³. L'analyse du degré d'(a)symétrie des chocs entre régions ou pays requiert souvent l'appel à des

¹³ Notons que la notion de cycle économique (ou cycle d'activité) a été donnée par Mitchell (1927) et reprise par Burns et Mitchell (1946) pour lesquels « les cycles d'affaires sont un type de fluctuations que l'on observe dans les grands agrégats d'activité économique d'un pays : « un cycle est constitué de période d'expansion, qui ont eu lieu à peu près en même temps dans

techniques économétriques élaborées. C'est pourquoi, nous choisissons de présenter ici quelques-unes des approches empiriques qui sont plus fréquemment utilisées dans les recherches dans la matière.

L'approche classique pour investiguer la symétrie des chocs consiste en l'étude de la variabilité des taux de change réels considérée comme étant la source de l'occurrence des chocs asymétriques au sein d'une zone géographique (Beine, 1999). Une comparaison des mesures empiriques de la variabilité des taux de change réels d'un pays relatifs à une union monétaire, permet d'investiguer si ce pays est confronté à des chocs asymétriques importants. L'inconvénient reproché souvent à cette approche est qu'elle ne distingue pas les chocs proprement-dits de la vitesse d'ajustement à ces chocs. Ainsi, une variabilité faible des prix relatifs entre deux régions peut refléter à la fois, le fait que les régions sont touchées par des chocs similaires et le fait qu'il existe un ajustement rapide à des chocs asymétriques (facilité par exemple, par les mouvements des facteurs de production) ce qui réduit la variabilité nécessaire des prix relatifs.

La deuxième approche vise à isoler précisément les fluctuations ou les cycles auxquels les économies européennes sont confrontées afin de mesurer ensuite leur ressemblance. Plusieurs méthodes peuvent être utiliser afin d'isoler le cycle, telles que le filtre Hodrick – Prescott (HP), le filtre *band-pass*, les modèles à changements

plusieurs domaines d'activités suivies de période de récession... ». Il reproduit donc le cycle du niveau d'activité globale d'une économie (par exemple, le PIB), les points de retournements de ce cycle délimitant les périodes de croissance négative ou récession des périodes de croissance positive. Ajoutons que les points de retournement du cycle sont les moments où la croissance s'annule pour devenir négative (pic = entrée dans la récession) ou positive (creux = sortie de la récession).

de régimes ou les modèles à composantes inobservables. Cette approche est critiquée également du fait qu'elle ne permet pas de distinguer les effets dus aux chocs asymétriques, des réponses à ces chocs.

La troisième approche repose sur la décomposition des chocs ou des réactions de l'économie à ces chocs. Elle fait particulièrement usage des modèles structurels Vectoriels Autorégressifs (*SVAR*) qui permettent d'isoler à la fois, les perturbations propres à la demande et à l'offre agrégée et les réponses de l'économie à ces perturbations. La stratégie économétrique d'identification souvent utilisée pour extraire les chocs d'offre et de demande, est celle proposée par Blanchard et Quah (1989) et Bayoumi et Eichengreen (1993, 1996). Cette approche est devenue très populaire dans les études traitant de la convergence des cycles économiques pour les pays industrialisés. Au plan théorique, elle est fondée sur une représentation simplifiée de l'économie, décrite par les courbes de demande et d'offre agrégée. En effet, la demande agrégée présente une évolution négative tant à court terme qu'à long terme ce qui suppose que, des prix plus bas font augmenter la production demandée. La courbe de l'offre agrégée est croissante à court terme et verticale à long terme. De ce point de vue, une courbe de l'offre agrégée croissante à court terme nous dévoile l'existence de rigidités nominales. Ceci s'interprète par le fait qu'une variable nominale (les prix) a un effet temporaire sur la variable réelle (production). La courbe de l'offre agrégée à long terme reflète à son tour, que les facteurs de production sont utilisés au maximum de leurs capacités. Les chocs apparaissent dans le cadre de ce modèle réduit, comme les décalages qui éloignent de l'équilibre les courbes d'offre et de demande agrégées. En effet, les chocs d'offre associés aux décalages de la courbe d'offre agrégée ont des impacts à court terme et à long terme autant sur la production que sur les prix. Les chocs de demande ont

également des impacts à court terme sur les deux types de variables. En revanche, ils ne génèrent pas d'impact durable à long terme sur le niveau de la production. Ce fait est justifié par la verticalité de la courbe de l'offre à long terme qui rend les chocs de demande impuissants pour affecter le niveau du produit. La décomposition VAR structurel bivariée vient donc identifier les chocs d'offre et de demande en se fondant sur les mouvements probables des productions et des prix.

Enfin, une nouvelle approche s'est récemment développée dans la littérature empirique, à savoir les FAVAR (*factor-augmented VAR*) bâtis par Bernanke, Boivin et Elias (2005). Ces modèles ont été utilisés afin de mesurer les effets des chocs monétaires sur les économies. L'approche FAVAR a le mérite de répondre à deux inconvénients des modèles structurels Vectoriels Autorégressifs (SVAR) : d'abord, le fait que ces modèles, ne contenant pas l'intégralité de l'information que les banques centrales et le secteur privé détiennent, entraîne une certaine contamination de l'information utilisée dans l'évaluation des chocs monétaires sur l'économie; ensuite, les fonctions de réponse peuvent être étudiées seulement pour les variables incluses dans le modèle structurel vectoriel autorégressif ce qui constitue une partie réduite des variables que les banquiers et les investisseurs internationaux prennent généralement en compte. Le FAVAR fournit ainsi une analyse cohérente et compréhensive des effets de la transmission de la politique monétaire sur les économies envisagées.

Le débat autour des avantages et inconvénients de l'unification monétaire a pris une tournure nouvelle ces dix dernières années, notamment avec les apports de la nouvelle économie internationale. Néanmoins là encore, le débat est loin d'être tranché. En effet, là où certains croient en des effets d'intégration ex-post produits par l'union monétaire (Frankel et Rose, 1998), d'autres soulignent les dangers d'un

accroissement des spécialisations régionales, partant d'une augmentation du degré d'asymétrie des chocs (Krugman, 1993). Dans les deux cas, les coûts d'une union monétaire sont considérés principalement de type macroéconomique tandis que, les bénéfices sont plutôt de nature microéconomique. En effet, les coûts d'une union monétaire les plus fréquemment cités dans les travaux théoriques sont : la perte de l'autonomie monétaire induite par l'abandon de la monnaie nationale et une plus grande instabilité macroéconomique dans le sens où la flexibilité du taux de change protégeait (même partiellement) l'économie des chocs exogènes et facilitait l'ajustement vers un nouvel état d'équilibre suite à ces chocs. Les principaux avantages d'une union monétaire à monnaie unique (ou à taux de change fixe) sont : des coûts de transactions diminués liés aux conversions de monnaies étrangères, la suppression du risque de change concernant les mouvements futurs inattendus des cours, l'amélioration du fonctionnement du mécanisme monétaire et une plus grande crédibilité.

1.1.2 Résultats empiriques récents

L'importance empirique de l'impact des coûts et bénéfices de l'élargissement de l'UE vers l'est de l'Europe a été analysée dans plusieurs papiers plus récents. Ces études peuvent se partager en deux directions principales: d'un côté, l'occurrence des (a)symétries des chocs et d'un autre, les effets de l'union monétaire sur le commerce¹⁴. L'objectif de cette sous-section est de réaliser un bref tour d'horizon

¹⁴ Puisque notre problématique repose davantage sur l'occurrence de l'(a)symétrie des chocs, notre attention se focalisera davantage sur celle-ci.

des plus récents articles empiriques ayant étudiés l'impact des coûts et bénéfices de l'élargissement de l'UE vers l'est européen.

S'agissant de la première approche, les études récentes sur l'occurrence des chocs asymétriques entre anciens et nouveaux pays de l'UE ont commencé à se multiplier davantage lorsque l'adoption du traité de Maastricht a rendu crédible l'idée d'une intégration monétaire européenne à l'horizon d'une décennie. La plupart de ces articles utilisent comme technique économétrique la représentation structurelle VAR développée initialement dans les recherches de Blanchard et Quah (1989) et Bayoumi et Eichengreen (1993, 1996) qui s'intéressent aux chocs d'offre et de demande frappant les pays de l'UE et à leur degré d'asymétrie. A ce sujet, Frenkel, Nickel et Schmidt (1999) et Horvath et Ratfai (2004) montrent que ni la corrélation des chocs d'offre et ni ceux de demande ne permettent de conclure en faveur de la convergence pour ces pays. Fidrmuc et Korhonen (2001) trouvent, à leur tour, une hétérogénéité certaine concernant la corrélation des chocs d'offre entre l'UE et les PECO. La corrélation des chocs de demande apparaît significative pour l'Estonie et la Hongrie, tandis que pour les autres PECO, les résultats des estimations semblent être non-significatifs. Babetski, Boone et Maurel (2002, 2004) élargissent l'analyse des chocs d'offre et de demande en mesurant la corrélation dans le temps à partir de la méthodologie de Boone (1997). Leurs résultats montrent un processus en cours de convergence des chocs de demande entre l'UE et ses nouveaux membres. Les chocs d'offre ont tendance à diverger ce qui est interprété comme conséquence des restructurations nécessaires et de l'effet de Balassa – Samuelson. Dans le cadre de la représentation structurelle VAR, Frenkel et Nickel (2002) identifient et comparent les chocs de demande et d'offre entre les pays appartenant à la zone euro et ceux de l'Europe Centrale et Orientale. Ils comparent

les chocs et la dynamique d'ajustement aux chocs de ces pays avec ceux qui ne participent pas à la zone euro. Par rapport à Babetski, Boone et Maurel (2002, 2004) qui utilisent des données depuis 1990 (prenant en compte les chutes des productions des PECO, lors de la transition vers une économie de marché), Frenkel, Nickel (2002) utilisent des données plus récentes (1993-2001) et donc, moins affectées par des chocs structurels. Leur analyse montre qu'il y a encore des différences concernant les chocs et dans le processus d'ajustement aux chocs entre la zone euro et les PECO. Ils observent qu'il existe toutefois, quelques PECO pour lesquels les résultats sont semblables aux pays appartenant à la zone euro. Boone et Maurel (1999) étudient la date pour laquelle il serait optimal pour les PECO de former une union monétaire avec l'Allemagne ou l'UE. Ayant comme point de départ la méthodologie de Reichlin et Forni (1997) et Fuss (1997) et utilisant des données sur la période 1991-1997 pour quatre PECO, ils trouvent que les fluctuations du cycle économique des PECO expliqué par le choc allemand sont très élevées et les fonctions de réponse positivement corrélées. Leur résultats suggèrent que les PECO n'étaient pas prêts à former une union monétaire avec l'Allemagne or l'UE. Il convient toutefois de souligner que cette conclusion s'appuie sur données macroéconomiques qui s'étalent entre 1991-1997. Appliquant la technique de filtrage de Kalman pour les pays ouest-européens, Boone (1997) obtient des estimations sur l'évolution dans le temps de la symétrie des chocs. Dans le même esprit que l'article de Frankel et Rose (1998), les résultats suggèrent que la corrélation au niveau des chocs d'offre et de demande s'améliore avec l'intégration européenne. Alesina, Barro et Tenreyro (2002) étudient les co-mouvements de prix et de productions de différents pays par rapport à l'euro, le dollar et le yen et identifient à partir de cette analyse des zones monétaires optimales naturelles pour

ces trois ancrés monétaires. Du point de vue méthodologique, ce qui intéresse dans leur article sur la synchronisation des cycles, n'est pas la corrélation *per se* (Kose et al 2003b) mais la variance des prix/produits du pays client par rapport au pays/région ancre. Ils identifient des zones monétaires naturelles pour trois ancrés monétaires potentielles (l'euro, le dollar et le yen) à partir de données sur l'inflation, sur le commerce et sur les comouvements des variables de la sphère réelle (prix et produit) sur la période 1960 - 1997. Leur résultats montrent qu'il existe des zones monétaires bien définies par le dollar et l'euro – comme ancrés monétaires potentielles, mais pas définies par le yen. Ils trouvent que l'ancrage à une autre monnaie accroît les échanges commerciaux bilatéraux et augmentent les comouvements de prix et constatent que les comouvements de prix n'apparaissent pas liés à ceux de la production. Par ailleurs, leurs résultats suggèrent que, en accord avec l'article de Frankel et Rose (1998), une étude sur les liens commerciaux et sur les comouvements, réalisée dans des conditions *ex-ante*, pourrait sous-estimer les bénéfices potentiels de l'adhésion à une union monétaire.

Dans le même cadre de l'asymétrie des chocs, un autre groupe de papiers analysent les liens entre les régimes de change et les performances en matière d'inflation dans le cas des pays de l'UE. A cet égard, Borghijs et Kuijs (2004) se penche sur la problématique des coûts et des bénéfices engendrées par la perte de l'autonomie monétaire qui dépend de la nature des chocs asymétriques frappant une économie et de la capacité des régimes de change à absorber ces chocs.

Les résultats empiriques fondés sur un modèle VAR structurel, pour cinq pays de l'Europe de l'Est (République Tchèque, Hongrie, Pologne, Slovaquie et Slovénie), suggèrent que le canal du taux de change semble avoir servi autant ou davantage de propagateur des chocs monétaires et financiers que, d'amortisseur efficace des chocs

réels. Coricelli, Jazbec et Masten (2003) analysent le lien entre le choix du régime de change et les performances en matière d'inflation pour quatre pays actuellement membres de l'UE: République Tchèque, Hongrie, Pologne et Slovénie. Les résultats obtenus permettent un classement des pays selon l'importance des chocs de taux de change sur les performances inflationnistes globales de ces pays. En particulier, ils mettent en évidence qu'une transmission parfaite, associée à une politique de taux de change accommodante, peut devenir une source importante de pressions inflationnistes. Leur analyse suggère qu'une adoption rapide de l'euro pourrait fournir un cadre plus efficace pour réduire l'inflation. Goldfajn et Werlang (2000) analysent le lien entre la dépréciation du taux de change et l'inflation pour 71 pays entre 1980 – 1998. Darvas (2001) se penche vers cette même problématique mais, transposée à quatre pays de l'Europe de l'Est (République Tchèque, Hongrie, Pologne et Slovénie) pour la période 1993 -2000.

La deuxième approche de la littérature empirique sur l'aspect de avantages et inconvénients de l'élargissement de l'UE vers l'est, se focalise sur les effets de l'union monétaire sur le commerce. Les principales références sont : Artis et Zhang (1995), Frankel et Rose (2002, 1996), Rose (2000), Engel et Rose (2002), Persson (2001), Tenreyro (2001), Alesina, Barro et Tenreyro (2002), Nitsch (2002), Glick et Rose (2001), Rose (2001), Levy (2001), Flandrau et Maurel (2001) etc. Artis et Zhang (1995) démontrent que, pendant les années 80 et 90, parallèlement à une meilleure intégration en Europe, le degré de corrélation des cycles économiques des pays s'est davantage accru. Frankel et Rose (2002) estiment, par ailleurs, les effets des unions monétaires sur le commerce et la production en utilisant des données économiques et géographiques pour 200 pays. Leurs résultats montrent que les effets positifs des unions monétaires sur les performances macroéconomiques de chaque pays sont

plutôt dus au commerce qu'à l'adoption d'une politique monétaire commune ou à d'autres types d'influence macroéconomique. Frankel et Rose (1996) analysent également l'impact de l'intensité des liens commerciaux sur l'activité économique bilatérale et concluent qu'un lien commercial plus intense est fortement et d'une manière cohérente, associé à une haute corrélation des activités économiques. Par conséquent, ces auteurs prévoient une corrélation négative entre le degré d'(a)symétrie des chocs et l'intégration commerciale.

1.2 Les différents faits stylisés mis en évidence dans la littérature

Nous présentons dans cette section les principaux faits stylisés concernant les variables macroéconomiques d'intérêt de notre étude pour différents pays européens. Loin de prétendre à l'exhaustivité, nous nous attachons à dresser un panorama des faits pour les anciens et nouveaux membres de l'UE et à compléter certains faits stylisés jusqu'ici non discutés pour les PECO.

1.2.1 La taille et le degré d'ouverture des économies

Comme l'a déjà montré la section 1.1.1, le degré d'ouverture des économies susceptibles de constituer une union monétaire constitue l'un des critères fondamentaux de la théorie des ZMO mis en avant par Mc Kinnon (1963).

Cette sous-section a pour objectif de déterminer si une application de ce critère renvoi à un diagnostic favorable à une union monétaire dans le cas des nouveaux entrants dans l'UE. A cet égard, on s'attend à ce que l'augmentation des flux commerciaux entre les pays européens conduise à une synchronisation de leurs cycles économiques - ou à un accroissement de la symétrie des chocs. Il convient de

noter qu'au cours de dix dernières années, les échanges commerciaux entre les pays européens ont progressé notamment du fait de la baisse des coûts de transport et de la réduction des barrières douanières en raison des négociations au sein de la Communauté Européenne.

Le tableau 1 fait état de la taille et du degré d'ouverture des économies européennes (mesuré comme le ratio de la somme des exportations et des importations sur le PIB) avec l'UE à 15 et la zone euro pour l'année 1993 (année du début de la période de transition à l'économie de marché pour les nouveaux entrants de l'Union Européenne²⁰) et l'année 2002. Par rapport à l'année 1993, on peut constater en général un progrès significatif du taux d'ouverture commerciale autant pour les nouveaux entrants que pour les futurs membres²¹ de l'Union Européenne. Parmi les nouveaux entrants, les degrés d'ouverture les plus élevés avec l'UE sont ceux de la République Tchèque (73%) et de l'Estonie (95%), le niveau de cette dernière étant comparable à celui de UEBL (111%) - anciens participants à l'union. Les résultats du tableau 1 nous indique ainsi une amélioration des ratios entre les échanges bilatéraux totaux et le PIB de ces pays autant avec l'UE qu'avec la Zone Euro. Il est à noter toutefois, un certain écart entre l'ouverture commerciale des PECO avec l'UE et celle des PECO avec la zone euro.

²⁰ La période 1993-2002 a été choisie en fonction de données annuelles disponibles dans la base de données CHELEM.

²¹ Il s'agit de pays qui font partie de la deuxième vague d'intégration, en l'occurrence de la Roumanie et la Bulgarie pour lesquelles l'entrée dans l'UE est prévue pour janvier 2007.

Tableau 1 : La taille et le degré d'ouverture de différents PECO avec l'UE et avec la zone euro

Pays	(Exports + Imports)/ PIB (%)		(Exports + Imports)/ PIB (%)		PIB par habitant		Population (millions)	
	avec l'UE_15		avec la zone euro		en dollars			
	1993	2002	1993	2002	1993	2002	1993	2002
Allemagne	21	28	11	15	24120	24118	81156	82489
Autriche	33	44	31	40	23255	25151	7906	8061
Espagne	20	30	17	26	12595	16318	39166	41201
Finlande	28	33	16	20	17073	25367	5066	5201
France	21	27	17	23	22060	23826	57467	59489
Grèce	21	17	18	15	8973	12497	10466	10997
Italie	19	23	17	20	17402	20435	57049	57157
Norvege	35	35	19	20	27147	42093	4312	4538
Pays-Bas	55	56	45	44	21225	26044	15290	16149
Portugal	36	44	30	39	8686	12071	9974	10368
Royaume-Uni	21	22	20	21	16526	25987	58196	59234
Suede	28	37	20	27	22764	27072	8719	8925
UEBL	75	111	65	91	21919	24780	25772	26928
Bulgarie	27	46	24	43	1284	2041	8472	7869
Estonie	30	95	10	40	2426	4598	1494	1359
Hongrie	34	66	31	61	3772	6535	10358	10159
Pologne	26	32	22	27	2235	4900	38461	38426
Rep. Tcheque	41	73	38	66	3448	6777	10330	10205
Roumanie	19	43	17	40	1156	2047	22763	21803
Slovaquie	26	69	25	65	2482	4368	5325	5379
Slovenie	62	62	60	59	6707	11370	1992	1995

*Source : la base de données CHELEM (2004), calculs de l'auteur.

1.2.2 La corrélation entre le taux de croissance des pays étudiés

Dans l'introduction de ce chapitre, nous avons brièvement passé en revue les deux approches distinctes sur la relation entre intégration économique et occurrence des chocs asymétriques²². Alors que la sous-section précédente présente le degré d'intégration du commerce entre pays à l'aide d'un indicateur *de facto* souvent rencontré dans la littérature (Frankel et Rose (1998), Imbs (2004b)), cette sous-section a pour objectif d'étudier le second aspect, l'asymétrie des chocs. A ce sujet, De Grauwe (1997) propose plusieurs indicateurs de divergence liés aux mouvements de production, de chômage ou de taux de croissance entre différents pays candidats à une union monétaire. Parmi ceux-ci, nous proposons d'analyser un indicateur de divergence exprimé comme : un moins la corrélation entre le taux de croissance des pays étudiés. Ainsi, lorsque la corrélation est de 1, notre mesure de divergence est égale à zéro. En revanche, lorsque la corrélation est inférieur à 1, l'indice de divergence s'élèvera à deux, sa valeur maximum.

Les tableaux 2, 3 et 4 exposent la corrélation entre les taux de croissance du PIB réel, de la production industrielle (comme un *proxy* du PIB) et des prix à la consommation²³ des pays analysés. Notons que les matrices de corrélations prennent en compte deux périodes : 1995-2004 et 1999-2004.

²² Ces approches ont été qualifiées par De Grauwe (1997) comme : « la position de la Commission Européenne » (1990) et « la position de Krugman » (1993). Selon la première approche, la relation entre l'intégration économique et l'occurrence des chocs asymétriques est négative. La deuxième approche (celle de Krugman) considère le contraire.

²³ Notons aussi qu'en annexe, nous exposons dans les tableaux 5 et 6, les corrélations instantanées des niveaux de prix et des productions entre les économies de différents pays de l'UE sur l'ensemble de la période d'étude - 1995-2004, et également sur la période allant de

On voit que sur l'ensemble de la période, les corrélations entre les taux de croissance du PIB réel entre les six PECO étudiés et la zone euro indiquent des degrés de divergence différents selon le pays. En effet, pour la République Tchèque et la Slovaquie les corrélations des taux de croissance du PIB réel avec la zone euro apparaissent négatives (-0.31 et -0.36) ce qui nous indique des degrés de divergence de 1.31 et respectivement, de 1.36. Sur la période 1999-2004, les corrélations des taux de croissance des PIB réels avec la zone euro sont négatives seulement dans le cas de la Grèce (-0.61) ce qui implique que notre mesure de divergence s'élève à 1.61. Le tableau 3 expose les corrélations des taux de croissance de la production industrielle entre quelques pays de l'UE et la zone euro. Sur la période d'ensemble, trois pays présentent des corrélations négatives des taux de croissance : la République Tchèque (-0.07), la Slovaquie (-0.02) et l'Estonie (-0.52). Sur la sous-période étudiée, les corrélations apparaissent négatives et plus diminuées par rapport à la période entière, pour la Hongrie (-0.21), la Pologne (-0.06) et la Slovaquie (-0.21). Les degrés de divergence s'élèvent alors à 1.06 pour la Pologne et à 1.21 dans les cas de la Hongrie et la Slovaquie. Nous remarquons ainsi une augmentation des corrélations entre les taux de croissance de la production (comme *proxy* du PIB réel) des PECO avec la zone euro durant les années récentes.

1999 jusqu'à 2004, à l'aide des données de l'indice de prix à la consommation et de la production industrielle. Il est à noter en ce qui concerne la production industrielle, une diminution des corrélations instantanées des indices de la production des PECO avec la zone euro sur la sous-période considérée (1994-1998) par rapport à la période d'ensemble. En revanche, pour les pays étudiés, les indices de prix à la consommation semblent mieux corrélés pendant la sous-période choisie²³ que sur l'ensemble de la période 1995-2004. Ces faits stylisés semblent indiquer le fait que les comouvements de prix sont plus élevés par rapport aux comouvements de production.

En ce qui concerne les corrélations des taux d'inflation des PECO avec ceux de la zone euro on observe, en règle générale, une hausse des coefficients de corrélation durant la sous-période choisie par rapport à la période d'ensemble (hormis dans le cas de la Slovaquie). Les corrélations positives entre les taux d'inflation des PECO et la zone euro pourraient être justifiées par les politiques de ciblage de l'inflation que ces pays ont généralement mené après 1998 afin d'intégrer l'UE.

Le tableau 5 présente la part des échanges bilatéraux avec la ZE dans les échanges totaux des pays étudiés. Les échanges des PECO avec la Zone Euro se sont amplifiés, en moyenne, entre 1999-2002 par rapport à la période de l'ensemble 1993-2002. En 2002, ils varient de 49% pour la Bulgarie à 63% pour la Slovénie. A titre de comparaison, ces chiffres sont, en moyenne, supérieurs aux taux des échanges des anciens membres tels que Allemagne (53%), France (52%) ou Italie (49%). Précisons que pour la plupart des PECO, l'Allemagne et l'Italie sont des partenaires commerciaux importants²⁴.

Un moyen d'étudier le degré d'(a)symétrie des chocs est de comparer les cycles économiques dans PECO. Nous analysons dans la suite les propriétés des cycles économiques pour deux séries macroéconomiques de chaque PECO. Les variables envisagées sont la production industrielle (comme proxy du PIB) et les

²⁴ Babetski (2004) met en lumière un autre indicateur qui sert à caractériser l'importance des flux commerciaux entre les PECO et l'Union Européenne, en l'occurrence l'intensité des échanges bilatéraux. Dans ce sens, il observe que les échanges totaux entre les pays de l'Europe de l'Est et l'Union Européenne/Allemagne se sont beaucoup intensifiés durant la période 1993-2001. Pour la Slovénie, il note que l'intensité des échanges a beaucoup évolué au début de la période étudiée et il ensuite s'est stabilisée. La Bulgarie se situe, selon son étude, à l'opposé, l'intensité des échanges indiquant une tendance ascendante depuis 1997. Puisque nos données s'étalent sur la même période, nous n'avons plus calculé cet indicateur.

indices des prix à la consommation. Dans les annexes, les tableaux de 8 à 13 exposent les cycles économiques calculés à partir d'indice de la production industrielle et des prix à la consommation. Les résultats sont présentés à la fois sur la période entière 1994-2004 et sur les sous-périodes (1994-1998 et 1999-2004). Il convient de noter que les séries ont été décomposées à l'aide du filtre de Hodrick Prescott de manière à extraire la tendance et le cycle. En ce qui concerne la production industrielle, nous remarquons que les cycles économiques des PECO apparaissent plus ou moins corrélés avec celui de la zone euro. Par rapport aux autres PECO, seule la Slovaquie est plus corrélée à la zone euro à la fois sur la période d'ensemble et sur les sous-échantillons. Son cycle économique est plus corrélé au cycle de la zone euro sur le sous-échantillon 1999-2004 par rapport à la période entière ou à la période de sa transition à l'économie de marché (0.51 pour 1999-2004 et 0.41 sur 1994-1998). Cette constatation souligne les avantages ou les inconvénients qui pourrait surgir si une politique monétaire européenne commune était envisagée dans le cas de la Slovaquie. Pour cette dernière, la similarité des cycles avec la zone euro incline la balance plutôt en faveur d'une intégration dans l'UEM. S'agissant des prix, les fluctuations des PECO sont très corrélés (hormis pour la Slovaquie) avec celles de la zone euro particulièrement dans le sous-échantillon 1999-2004. Ce fait pourrait être justifié par leur objectif de stabilité des prix et de ciblage de l'inflation afin de rejoindre l'UE en 2004. Nous remarquons que les corrélations des PECO avec la zone euro s'évaluent de 0.73 pour l'Estonie ou 0.70 pour la Slovaquie à 0.01 pour la Slovaquie, s'agissant de la période 1999-2004. Nous nous proposons d'étudier ultérieurement la similarité des cycles des PECO avec la zone euro à l'aide de l'analyse des comouvements.

Tableau 2. Matrice de corrélation des taux de croissance du PIB de différents pays de l'UE*

	AUT	CZE	ESP	EST	FIN	GRE	HUN	POL	RU	SLK	SLV	ZE
AUT	1,00	-0,20	0,68	-0,12	0,52	-0,07	0,30	0,33	0,52	-0,30	0,43	0,71
CZE	0,55	1,00	-0,42	-0,21	-0,42	0,15	-0,44	-0,09	-0,06	0,02	0,17	-0,31
ESP	0,54	0,13	1,00	0,04	0,55	0,14	0,67	0,35	0,48	-0,40	0,55	0,82
EST	0,66	0,57	0,81	1,00	0,41	-0,08	0,32	0,19	-0,15	0,39	0,18	0,20
FIN	0,80	0,22	0,85	0,82	1,00	-0,25	0,40	0,58	0,31	0,00	0,50	0,63
GRE	-0,17	0,06	-0,66	-0,66	-0,65	1,00	0,20	-0,28	-0,21	-0,49	0,04	-0,10
HUN	0,97	0,62	0,59	0,77	0,83	-0,32	1,00	0,16	0,18	-0,42	0,46	0,68
POL	0,92	0,65	0,42	0,63	0,69	-0,12	0,92	1,00	0,41	0,28	0,20	0,39
RU	0,55	0,69	-0,32	0,07	0,01	0,44	0,52	0,59	1,00	-0,09	0,23	0,46
SLK	0,65	0,95	0,13	0,57	0,31	0,01	0,73	0,72	0,77	1,00	-0,39	-0,36
SLV	0,55	0,73	0,53	0,80	0,57	-0,47	0,67	0,57	0,26	0,72	1,00	0,67
ZE	0,80	0,36	0,90	0,90	0,96	-0,61	0,85	0,72	0,04	0,41	0,66	1,00

* Note : La période 1999-2004 est au dessous de la diagonale et 1995-2004 en dessus. Sources: Eurostat, calculs de l'auteur.

Tableau 3. Matrice de corrélation des taux de croissance de la production industrielle*

	AUT	BE	CZE	ESP	EST	FIN	FRA	GER	HUN	ITA	POL	SLK	SLV	UK	ZE
AUT	1,00	0,73	-0,02	0,74	-0,24	0,85	0,82	0,74	0,87	0,70	0,30	0,13	0,67	0,63	0,65
BE	0,73	1,00	0,20	0,74	-0,34	0,80	0,62	0,57	0,70	0,73	0,53	0,17	0,50	0,64	0,64
CZE	-0,12	0,71	1,00	-0,04	-0,21	-0,05	0,05	-0,02	0,00	0,38	0,27	0,74	0,08	-0,22	-0,07
ESP	0,68	0,60	0,28	1,00	-0,14	0,69	0,76	0,56	0,74	0,72	0,42	-0,07	0,41	0,59	0,48
EST	-0,75	0,62	0,80	0,55	1,00	-0,27	-0,25	-0,40	-0,35	-0,48	-0,41	-0,20	-0,26	-0,41	-0,52
FIN	0,84	0,79	0,69	0,68	0,74	1,00	0,73	0,79	0,73	0,71	0,24	0,12	0,50	0,63	0,67
FRA	0,86	0,46	-0,14	0,56	-0,09	0,17	1,00	0,65	0,75	0,79	0,41	0,06	0,44	0,69	0,53
GER	0,77	0,84	0,63	0,67	0,65	0,65	0,59	1,00	0,64	0,64	0,17	0,18	0,48	0,55	0,63
HUN	0,85	0,34	0,69	0,11	0,59	0,56	-0,55	0,15	1,00	0,72	0,43	0,09	0,67	0,68	0,69
ITA	0,87	0,62	0,11	0,78	0,21	0,43	0,85	0,74	-0,26	1,00	0,52	0,30	0,37	0,60	0,59
POL	0,41	0,44	0,65	0,13	0,50	0,71	-0,43	0,14	0,91	-0,20	1,00	0,04	0,13	0,64	0,37
SLK	0,11	0,09	0,13	-0,11	-0,17	0,22	-0,27	-0,13	0,54	-0,17	0,63	1,00	0,23	-0,12	-0,02
SLV	0,72	0,73	0,63	0,66	0,76	0,91	0,18	0,67	0,47	0,44	0,59	0,16	1,00	0,21	0,50
UK	0,80	0,22	-0,18	0,37	-0,27	0,18	0,43	-0,03	-0,13	0,47	0,02	0,20	-0,01	1,00	0,60
ZE	0,94	0,74	0,19	0,73	0,28	0,56	0,88	0,77	-0,21	0,85	-0,06	-0,21	0,57	0,36	1,00

* Note : La période 1999-2004 est au dessous de la diagonale et 1995-2004 en dessus. Sources: Eurostat, calculs de l'auteur.

Tableau 4. Matrice de corrélation des taux de croissance des prix à la consommation*

	AUT	BE	CZE	ESP	EST	FIN	FRA	GER	HUN	ITA	POL	SLK	SLV	UK	ZE
AUT	1,00	0,85	-0,07	0,75	0,09	0,61	0,63	0,67	-0,05	0,51	0,00	-0,08	0,48	-0,05	0,61
BE	0,86	1,00	-0,02	0,65	0,13	0,58	0,60	0,71	0,05	0,45	0,13	0,12	0,49	-0,07	0,67
CZE	0,60	0,71	1,00	-0,28	0,69	-0,03	-0,27	0,32	0,81	0,11	0,80	-0,22	0,62	0,48	-0,52
ESP	0,80	0,60	0,28	1,00	0,17	0,41	0,72	0,37	-0,06	0,69	-0,06	0,02	0,38	-0,18	0,60
EST	0,66	0,62	0,80	0,55	1,00	-0,25	0,16	0,28	0,92	0,67	0,84	-0,29	0,66	0,17	-0,18
FIN	0,77	0,79	0,69	0,68	0,74	1,00	0,09	0,44	-0,23	-0,06	-0,09	0,32	0,44	0,05	0,36
FRA	0,58	0,46	-0,14	0,56	-0,09	0,17	1,00	0,49	-0,10	0,71	-0,15	-0,14	0,21	-0,02	0,71
GER	0,87	0,84	0,63	0,67	0,65	0,65	0,59	1,00	0,26	0,33	0,25	-0,15	0,60	0,07	0,56
HUN	0,17	0,34	0,69	0,11	0,59	0,56	-0,55	0,64	1,00	0,42	0,96	-0,14	0,63	0,30	-0,30
ITA	0,80	0,62	0,11	0,78	0,21	0,43	0,85	0,64	0,72	1,00	0,34	-0,15	0,45	0,02	0,28
POL	0,22	0,44	0,65	0,13	0,50	0,71	-0,43	0,17	0,43	0,52	1,00	-0,01	0,70	0,32	-0,30
SLK	-0,18	0,09	0,13	-0,11	-0,17	0,22	-0,27	0,18	0,09	0,30	0,04	1,00	-0,04	0,01	0,06
SLV	0,74	0,73	0,63	0,66	0,76	0,91	0,18	0,48	0,67	0,37	0,13	0,23	1,00	0,16	0,09
UK	0,26	0,22	-0,18	0,37	-0,27	0,18	0,43	0,55	0,68	0,60	0,64	-0,12	0,21	1,00	-0,25
ZE	0,81	0,74	0,19	0,73	0,28	0,56	0,88	0,63	0,69	0,59	0,37	-0,02	0,50	0,60	1,00

* Note : La période 1999-2004 est au dessous de la diagonale et 1995-2004 en dessus. Sources: Eurostat, calculs de l'auteur.

Tableau 5 : Part des échanges bilatéraux avec la Zone Euro dans les échanges totaux

Pays	1993	1999	2002	1993-2002	1999-2002
Allemagne	0,56	0,54	0,52	0,54	0,53
France	0,54	0,54	0,52	0,53	0,52
UEBL	0,66	0,60	0,60	0,61	0,60
Italie	0,51	0,51	0,47	0,50	0,49
Pays-Bas	0,55	0,51	0,52	0,53	0,51
Royaume-Uni	0,51	0,52	0,53	0,53	0,52
Finlande	0,35	0,35	0,34	0,34	0,34
Suède	0,45	0,46	0,45	0,45	0,45
Autriche	0,64	0,63	0,60	0,62	0,62
Espagne	0,59	0,60	0,58	0,59	0,59
Grèce	0,56	0,54	0,47	0,53	0,50
Portugal	0,66	0,70	0,71	0,68	0,69
Slovénie	0,65	0,66	0,63	0,66	0,65
Bulgarie	0,33	0,50	0,49	0,43	0,48
Rép Tchèque	0,52	0,62	0,59	0,58	0,61
Slovaquie	0,31	0,54	0,51	0,45	0,50
Hongrie	0,57	0,67	0,60	0,62	0,63
Pologne	0,58	0,60	0,59	0,58	0,59
Roumanie	0,42	0,60	0,59	0,53	0,58
Estonia	0,45	0,48	0,52	0,48	0,51

* Sources: exportations et importations par habitant proviennent de la base de données CHELEM (2004), calculs de l'auteur

1.3 Méthodologie

Cette section a d'abord, pour objet de présenter l'échantillon et de décrire les données utilisées tout au long de ce chapitre. Ensuite, nous développons la méthodologie empirique employée dans l'évaluation des comouvements de prix et de production des pays étudiés avec la zone euro.

1.3.1 La composition de l'échantillon

L'échantillon sélectionné inclut quelques pays de la Zone Euro, la Grande Bretagne et six PECO ayant récemment joints l'UE pour lesquels les bases de données utilisées fournissent des données sans omission sur la période 1995-2004. Le choix de cette période est justifié par: (i) la disponibilité des données; (ii) la création de deux nouveaux Etats indépendants : la République Tchèque et la Slovaquie suite à la scission de l'ex-Tchécoslovaquie en 1993; (iii) le choix de l'année 1995 permet de ne pas prendre en compte les années controversées de la transition avec des convulsions générées par la transformation brutale des économies planifiées en économies de marché ce qui risquent de biaiser les estimations; (iiii) l'entrée de ces pays dans l'UE en mai 2004. Ainsi, les pays considérés dans notre étude sont: Estonie, Hongrie, Pologne, République Tchèque, Slovaquie, Slovénie, Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France et Grande Bretagne.

1.3.2 Les sources de données

Les données macroéconomiques sont utilisées en fréquence trimestrielle et annuelle. Elles ont été obtenues à partir de la base de données FMI, EUROSTAT et CHELEM. Pour estimer les comouvements nous utilisons des données trimestrielles qui proviennent de la base de données du FMI (*IFS- International Financial Statistics*) et d'*Eurostat*. Pour la présentation des faits stylisés, les données annuelles proviennent de la base de données CHELEM et elles s'étalent sur la période 1993-2004.

- afin de calculer les comouvements de prix, nous utilisons l'indice de prix à la consommation (à prix constants de 2000). Pour l'étude des comouvements de production, nous retenons l'indice de la production industrielle (prix constants de 2000). Les données fournies par les sources présentées précédemment sont en fréquence trimestrielle.
- les données sur les flux de commerce, sur la population et sur les PIB réels sont en fréquence annuelle et ont été obtenues à partir de la base de données CHELEM.

1.3.3 Modélisation des comouvements de prix et de productions

Les séries chronologiques, nous permettent d'étudier les comouvements (de prix et de production) des pays de l'échantillon avec la zone euro. Avant de passer à la présentation des méthodologies adoptées à cet égard, il convient de préciser que le concept de « comouvement » correspond au fait que deux séries de données séparées dans l'espace ont tendance à bouger ensemble (co-mouvement) à long terme selon une relation linéaire (elles sont donc, co-intégrées).

1.3.3.1 Fondements théoriques de la méthodologie retenue: cycles et oscillateurs

L'une des premières analyses formelles et scientifiques du cycle a été la théorie des oscillateurs¹. Selon cette théorie, l'oscillateur est un modèle dont le fonctionnement met en évidence des oscillations. En économie, ces modèles reposent sur une analyse néo-keynésienne de la détermination du revenu introduisant des décalages temporels dans les principales fonctions macroéconomiques : la fonction de la consommation et la fonction de l'investissement. Les premiers modèles ont été proposés dans les années trente par Eric Lundberg et Jan Tinbergen. Ainsi, dans l'interprétation néo-keynésienne du cycle, le phénomène d'oscillation cyclique est attribué à la combinaison entre le multiplicateur et l'oscillateur. Samuelson (1939) construit pour la première fois un modèle qui repose sur une telle combinaison. Dans son travail, il s'attache à montrer que, pour certaines valeurs de la propension à consommer et du coefficient du capital, le revenu global d'une économie fermée peut connaître un processus cyclique. L'inconvénient souvent reproché à son modèle est qu'il ne débouche pas régulièrement sur un comportement dynamique du cycle, alors que les économies de marché évoluent toujours d'une façon irrégulière. Nous nous attachons à présenter dans la suite les hypothèses du modèle de Samuelson et l'un des différents cas de la dynamique du revenu global (le cas où $\Delta > 0$).

1.3.3.1a Les hypothèses du modèle de Samuelson et la dynamique du revenu

Comme on l'a montré précédemment, les deux fonctions macroéconomiques du modèle de Samuelson (1939) sont : la fonction de consommation et la fonction de

¹ La notion de l'oscillateur n'est pas propre à l'économie. Elle est très souvent utilisée dans les études en mathématiques et physique.

l'investissement. Si l'on considère l'hypothèse d'une économie fermée dans laquelle la fonction de la consommation présente un retard de Robertson (c'est-à-dire, que la consommation C_t de la période t est fonction du revenu Y_{t-1} obtenu durant la période précédente), la première équation du modèle peut s'écrire de la sorte : $C_t = c Y_{t-1}$ où $0 < c < 1$

La fonction d'investissement comporte plusieurs caractéristiques : (i) elle est fonction de la variation du revenu de la période précédente, (ii) la dépréciation du capital n'est pas prise en compte et donc, (iii) elle ne distingue pas l'investissement brut de l'investissement net. La fonction de l'investissement « global » peut alors s'écrire de la façon suivante : $I_t = v (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ où $v > 0$.

La dernière variable incluse dans le revenu global est celle de la dépense autonome, notée A_t et regroupe les éléments de la demande globale indépendants de la conjoncture (la dépense publique, les dépenses de l'infrastructure...). Ajoutons qu'elle est supposée constante et égale à A , indépendamment de la période considérée. Le produit Y peut alors s'exprimer comme la somme de ces trois variables car le modèle de Samuelson est de type « keynésien » : le produit Y est donné par la demande de la même période. On aura donc : $Y = C + I + A$. L'offre est considérée élastique et les prix et les anticipations ne jouent aucun rôle.

Le revenu global de la période Y_t est déterminé ainsi par la demande globale égale à la somme de la consommation, de l'investissement et de la dépense autonome $C_t + I_t + A_t$: $Y_t - (c + v)Y_{t-1} - vY_{t-2} = A$. Cette expression désigne l'équation fondamentale de l'oscillateur. On voit qu'il s'agit d'une équation linéaire de récurrence du deuxième ordre avec second membre constant. L'une de ses

solutions (lorsque $c \geq f(v) = 2\sqrt{v} - v$, c'est-à-dire, le cas où les racines de l'équation sont réelles) est démontré dans les annexes²⁶.

Il convient également de noter que, si le discriminant est supérieur à zéro et si la valeur du coefficient du capital est supérieure à 1, alors les racines de l'équation fondamentale augmentent continuellement. En d'autres termes, le revenu s'éloigne indépendamment de la valeur du modèle keynésien simple (égale à $A/1-c$) et il y aura une divergence régulière qui se traduit par une croissance économique continue. Dans le cas où $v < 1$ et le discriminant est toujours supérieur zéro, la solution de l'équation tendra vers zéro. Le revenu global converge alors sans fluctuations vers sa valeur d'équilibre $A/1-c$. En résumé, la dynamique générale du modèle de Samuelson pourrait être décrite de la sorte : impulsion initiale par variation de la dépense autonome → effet multiplicateur sur la production globale → investissement supplémentaire induit par effet d'accélération → nouvel effet multiplicateur etc. L'application aux données des PECO montre que les valeurs de c (la propension marginale à consommer) et de v (du coefficient du capital) sont systématiquement faibles. En termes purement économiques, cela signifie que l'investissement induit est peu important et que le multiplicateur keynésien domine le comportement du système économique qui converge vers une valeur égale à $A/1-c$. En conclusion, la théorie de l'oscillateur de Samuelson attribue les fluctuations cycliques exclusivement au comportement de la demande globale et repose sur trois conditions indispensables à l'apparition des mécanismes cycliques : l'existence d'un effet multiplicateur, un effet d'accélération simple et des retards d'une période dans les comportements de consommation et de l'investissement. Il laisse malgré cela,

²⁶ Puisque, suite aux estimations, nous n'avons pas découvert des racines complexes (c'est-à-dire, nous n'avons pas identifié que $c < f(v)$), nous ne démontrons pas ce cas dans les annexes.

non élucidés des éléments fondamentaux tels que l'offre macroéconomique ou les anticipations. Ainsi, cette approche est une théorie cohérente mais, incomplète du cycle de courte période qui ne correspond pas au comportement standard d'une économie de marché comme celles des PECO.

1.3.3.1b Oscillations et effet Slutsky

Une autre manière d'obtenir une dynamique cyclique est de supposer que le système économique reçoit en permanence des chocs réels qui engendrent par «l'effet Slutsky» des oscillations persistantes. Eugen Slutsky (1927) et Ragnar Frisch (1933) émettent l'hypothèse selon laquelle l'origine du cycle est aléatoire. A cet égard, ils considèrent que le système économique reçoit à chaque période des chocs²⁷ aléatoires qu'il mémorise et restitue sous forme des oscillations persistantes. Les impulsions externes sont propagées par des mécanismes internes qui transforment le choc erratique en oscillations cycliques durables. Du point de vue technique, on peut affirmer que «l'effet Slutsky» transforme des bruits blancs, c'est-à-dire, des phénomènes purement aléatoires évoluant en dents-de-scie en mouvements quasi-cycliques lorsque ces bruits blancs affectent une structure cohérente telle qu'une économie. Une conséquence directe de ce résultat est qu'une économie qui évoluait de manière stable et sans oscillations permanentes (comme on l'a évoqué dans le cas de l'oscillateur de Samuelson) dans un univers déterministe

²⁷ Il est à remarquer néanmoins, que cette idée n'a pas été purement nouvelle car, en 1907, Wicksell met en avant « la parabole du cheval » qui stipule que : « si vous frapper un cheval à bascule avec un bâton, le mouvement du cheval sera très différent de celui du bâton ». Un choc qui est, par définition, un phénomène inattendu lorsqu'il arrive, peut engendrer des différentes oscillations. Il n'explique pas cependant, le mécanisme par lequel les fluctuations irrégulières peuvent être transformées en cycles, cette vision revenant à Frish (1933).

ou certain, aura une dynamique systématiquement cyclique dans un environnement stochastique, c'est-à-dire dans le cas où elle est soumise en permanence à des chocs aléatoires. En conséquence, en univers incertain comme l'est l'univers réel, tout oscillateur fournit un comportement de fluctuations permanentes indépendamment de la valeur de l'équation de Samuelson.

1.3.3.2 La méthodologie empirique retenue

Les économies modernes sont liées étroitement entre elles par les échanges de biens et services, par les flux monétaires et les investissements de telle sorte que des événements dans un pays peuvent avoir des répercussions sur d'autres pays. Dans ce sens, les développements récents sur la transmission internationale des fluctuations se concentrent à la fois sur les connexions entre ces différents pays et sur les impacts que celles-ci pourraient avoir sur la transmission des fluctuations. Dans les travaux de recherches académiques, cet aspect est étudié en terme de volatilité et des comouvements dans les séries macroéconomiques entre différents pays ou régions²⁸.

Après avoir brièvement passé en revue les fondements théoriques de l'équation de base à partir de laquelle nous allons investiguer les comouvements de production et de prix, nous nous proposons de présenter dans la suite, la démarche méthodologique adoptée dans les sections ultérieures.

Notre approche s'inscrit dans le cadre d'une stratégie à la fois simple et originale. Dans un premier temps, nous faisons l'hypothèse que le comportement de

²⁸ La volatilité des fluctuations de la balance commerciale, la corrélation entre la production et la consommation entre différents pays ou régions, la volatilité des prix des biens domestiques ou étrangers constituent quelques exemples dans ce sens.

la production (comme *proxy* du PIB réel) et des prix obéit à un processus autorégressif à deux étapes comme dans l'étude d'Alesina, Barro et Tenreyro (2002) dans le cas de divers pays de l'Amérique, de l'Asie et de l'Europe de l'Ouest. Cette première approche considère que les économies étudiées sont soumises à chaque période à des chocs aléatoires ε_{ij} de moyenne nulle (en accord avec la vision de Frish) de telle sorte que l'évolution du différentiel de produit ou de la production sera cyclique de façon permanente en raison des aléas auxquels elle est soumise. Afin de déterminer si les cycles entre les pays analysés sont plus ou moins corrélés, les auteurs font appel à la variance conditionnelle, égale à $\text{var}(\varepsilon_{ij})$. Dans un second temps, notre démarche s'attache d'analyser la convergence de prix et de production de six PECO avec la zone euro. En d'autres termes, nous vérifions si les conditions²⁹ nécessaires et suffisantes de stationnarité asymptotique sont remplies afin que nous puissions étudier les fonctions d'autocovariance et d'autocorrélation pour exprimer la variance non-conditionnelle en fonction de la variance conditionnelle. De manière générale, une variance conditionnelle faible induit des comouvements élevés ce qui se traduit par des coûts moindres de rattachement à l'euro. Mais, le fait que les comouvements sont élevés peut être, soit le résultat d'une symétrie des chocs entre les pays (régions) étudiés, soit le résultat d'un ajustement rapide à des chocs asymétriques. C'est pourquoi, notre démarche méthodologique dans une troisième étapes s'attache à améliorer les prévisions sur les comouvements. A cet égard, nous proposons de calculer ces derniers à l'aide de la variance non-conditionnelle qui ne

²⁹ En effet, pour que le processus autorégressif à deux étapes soit inversible, il faut que toutes les racines de l'équation homogène du processus AR(2) se situent à l'extérieur du disque unité.

tient pas compte de valeurs passées des variables examinées et qui fournit une représentation meilleure du processus X_t .

1. 3.3.2a Comouvements à l'aide de la variance conditionnelle

Afin de mettre en évidence les comouvements, nous recourrons dans un premier temps à la méthodologie d'Alesina, Barro et Tenreyro (2002) que nous transposons à six PECO et à quelques anciens pays de l'UE. Nous commençons par calculer les prix relatifs bilatéraux, P_{it}/P_{jt} ²⁶ qui reflètent les termes de l'échange. Dans notre cas, "i" désigne l'un des pays européens (y compris PECO) et "j" la zone euro. Pour chaque paire de pays (i, j) nous procédons à la régression du deuxième ordre :

$$\ln P_{it}/P_{jt} = \phi_0 + \phi_1 \ln P_{i,t-1}/P_{j,t-1} + \phi_2 \ln P_{i,t-2}/P_{j,t-2} + \beta t + \varepsilon_{ij}. \quad (1)$$

Les résidus estimés $\hat{\varepsilon}_{ij}$ mesurent les prix relatifs qui ne peuvent pas être prévus au-delà de leur deuxième valeur. Le comouvement des prix est représenté par la moyenne de la racine carrée des résidus:

$$VP_{ij} = \sqrt{(1/T-3)\sum(\hat{\varepsilon}_{ijt})^2} \quad \text{où } T = 37 \quad (2)$$

²⁶ Les prix relatifs bilatéraux sont calculés à l'aide des indices de prix à la consommation. Cet indice est usuellement utilisé dans la littérature dans les calculs du taux de change réel fondé sur la PPA et il est généralement accepté qu'il mesure mieux les changements dans la compétitivité des pays car il inclut dans sa composition un large nombre de produits, y compris des services (voir Genberg, 1978). Un autre avantage est qu'il est revu périodiquement. Un désavantage serait qu'il inclut un nombre élevé de biens non-échangeables. Les indices à la production contiennent davantage de biens échangeables, mais ils sont très homogènes et ne fluctuent pas assez afin de mesurer les changements courants dans la compétitivité (voir Keynes, 1930).

Notons que le co-mouvement est défini à l'aide de la variance conditionnelle ($\text{var } x_t | x_{t-1} \wedge x_{t-2}$) qui prend en considération les valeurs passées de notre série x_t (où $x_t = \ln P_{it}/P_{jt}$). Nous observons que, plus la valeur de VP_{ij} est petite, plus le comouvement de prix entre les pays i et j augmente. Rappelons que l'existence des comouvements élevés entre les pays examinés et la zone euro implique de moindres coûts d'entrée dans une union monétaire.

Nous poursuivons la démarche présentée précédemment, en calculant les comouvements de production. La valeur VY_{ij} qui décrit le co-mouvement de production), se calcule à partir des résidus estimés du processus autorégressif à deux étapes, respectivement AR(2) avec/sans constante, en utilisant cette fois-ci des données trimestrielles de la production industrielle :

$$\ln(Y_{it}/Y_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(Y_{i,t-1}/Y_{j,t-1}) + \gamma_2 \ln(Y_{i,t-2}/Y_{j,t-2}) + u_{tij} \quad \text{où } T = 37 \quad (3)$$

Les résidus estimés \hat{u}_{tij} mesurent les productions qui ne peuvent pas être prévues au-delà d'une deuxième valeur. Le calcul des comouvements de production est donné par la moyenne de la racine carrée des résidus :

$$VY_{ij} = \sqrt{(1/T-2) \sum (\hat{u}_{tij})^2} \quad \text{où } T = 37 \quad (4)$$

Comme dans le cas précédent, nous remarquons que plus la valeur de VY_{ij} diminue, plus le co-mouvement de production entre les pays i et j sera élevé. Il est également à noter que nous excluons de notre panel les pays pour lesquels nous disposons de moins de 37 observations.

1.3.3.2b Convergence des variables de la sphère réelle

L'objectif de cette sous-section est de souligner la convergence de prix et de production entre les pays considérés - (i, j). Autrement dit, nous cherchons à déterminer si les conditions de stationnarité³⁰ asymptotique sont remplies. Dans le cas affirmatif, nous effectuons le calcul des fonctions d'autocorrélation et d'autocovariance. Ces dernières permettent d'estimer les comouvements à l'aide de la variance non-conditionnelle. Pour ne pas alourdir la présentation, nous allons considérer seulement l'équation qui décrit les comouvements de production entre les pays (régions) examinés. Le raisonnement est naturellement similaire dans le cas de l'équation qui décrit les comouvements de prix relatifs.

Dans l'annexe mathématique, nous fournissons une démonstration du processus AR(2) - processus de Yule, qui établit la solution générale de l'équation non - homogène exposée ci-après :

$$X_n = c_1 r_1^n + c_2 r_2^n + \sum [(r_1^{j+1} - r_2^{j+1}) / (r_1 - r_2)] \varepsilon_{n-j} \quad (7)$$

où $j = 0, 1, \dots, n$ et $n \in \mathbb{N}$, $X_n = \ln P_{it} / P_{jt}$

Nous considérons seulement le cas où les racines sont réelles et distinctes. Ainsi, nous observons que, si les solutions de l'équation (7), respectivement r_1 et r_2

³⁰ Notons aussi que la détermination des coefficients de l'équation différentielle de départ doit être établie de telle sorte que le processus stationnaire $\{x_t\}$ (voir annexes mathématiques) soit solution de l'équation de départ. Par définition, un processus stochastique est stationnaire si la probabilité de distribution d'un ensemble fini de ses valeurs ($t = t_1 + \theta, t = t_2 + \theta, \dots, t = t_q + \theta$) est identique avec la distribution de $t = t_1, t = t_2, \dots, t = t_q$. De telles quantités de l'espérance conditionnelle $E(x_t/x_{t-1})$ or d'autocorrélation entre x_t et $x_{t+\theta}$ sont donc, indépendantes de t .

(fonction de ϕ_1 et ϕ_2) sont des solutions inférieures en module à 1, la suite X_n est alors convergente vers 0 (donc, P_{it}/P_{jt} converge vers 1). Dans le cas contraire, la suite X_n est divergente. Les conditions de convergence établissent que, les inégalités ci-après doivent être respectées :

$$\phi_1^2 + 4\phi_2 \geq 0, \quad 1 + \phi_1 - \phi_2 > 0 \quad \text{et} \quad 1 - \phi_1 - \phi_2 > 0.$$

La valeur des coefficients de l'équation (3) qui décrit un processus autorégressif d'ordre deux - AR(2) est donc importante pour signaler les cas de convergence de prix et de production des pays étudiés avec la zone euro.

1.3.3.2c Comouvements à l'aide de la variance non-conditionnelle

Cette sous-section développe une méthode alternative de calcul des comouvements. En effet, après avoir défini les fonctions d'autocorrélation et d'autocovariance d'une façon assez simple, nous sommes en mesure de déterminer les comouvements à partir de la variance non-conditionnelle, c'est-à-dire de la variance qui ne tient pas compte de deux valeurs passées de la série x_t . L'avantage de cette méthode est qu'elle fournit une meilleure prévision et une représentation du processus autorégressif x_t .

Dans les annexes mathématiques, nous exposons les démonstrations qui nous conduisent à la définition de la variance non-conditionnelle pour le processus AR(2) et finalement aux comouvements ainsi calculés. Le co-mouvement de production peut s'écrire de la sorte :

$$VY_{ij}^* = \frac{VY_{ij} (1 - \Phi_2)}{(1 + \Phi_2) (1 - \Phi_2 - \Phi_1) (1 - \Phi_2 + \Phi_1)} \quad (5)$$

où $VY = \text{var}(\varepsilon_{itj})$, $VY^*_{ij} = \text{var}(x_t)$ et $x_t = \ln Y_{it}/Y_{jt}$.

Il convient de préciser que la relation (5) est valable seulement dans le cas où le dénominateur est différent de zéro³¹. Dans le cas contraire, la solution du modèle est un processus oscillatoire explosif.

Les comouvements de prix sont calculés en poursuivant le même raisonnement que dans le cas précédent. Ils s'écriront de la façon suivante :

$$VP^*_{ij} = \frac{VP_{ij} (1 - \Phi_2)}{(1 + \Phi_2) (1 - \Phi_2 - \Phi_1) (1 - \Phi_2 + \Phi_1)} \quad (6)$$

où $VP = \text{var}(\varepsilon_{itj})$, $VP^*_{ij} = \text{var}(x_t)$ et $x_t = \ln P_{it}/P_{jt}$.

Si la valeur de VP_{ij} est de plus en plus petite, les comouvements de prix entre le pays i et le pays j ainsi calculés, s'accroîtront ce qui implique de moindres coûts d'entrée dans une union monétaire.

³¹ On remarque également que la valeur de VP^*_{ij} est supérieure à la valeur de VP car cette valeur est multipliée avec un rapport sous-unitaire.

1.4 Résultats et interprétations

Les tableaux 1a, 1b, 2a et 2b exposés dans l'annexe 2, présentent les comouvements des variables de la sphère réelle (prix et production) sur la période 1995:01- 2004:01 calculés à l'aide des indices de prix à la consommation et de la production industrielle, respectivement. Avant de passer à l'analyse des résultats, rappelons qu'une valeur élevée de VP et de VY signifie moins de comouvements et donc, des coûts de rattachement à l'euro plus importants.

Un premier regard d'ensemble sur les estimations réalisées pour les pays de notre échantillon, nous amène à quelques enseignements importants. Tout d'abord, si nous examinons les calculs portant sur la production industrielle, nous constatons que les comouvements de production des PECO ne reflètent pas de différences majeures par rapport aux membres anciens de l'UEM. En effet, les comouvements de production sont bien proches de ceux de l'Allemagne, Belgique ou Finlande. En se rapportant à l'étude d'Alesina, Barro et Tenreyro (2002), les comouvements de production des PECO sont proches en valeur de ceux obtenus par ces auteurs pour des pays comme la Norvège (0.0210) ou le Chypre (0.0227).

Si nous nous fions à une analyse individuelle des comouvements de produit (compte tenu de la variance conditionnelle), nous sommes amenés à constater de petits écarts entre les nouveaux membres de l'UE. Nous constatons que ces petits écarts pourraient être liés aux régimes de change. Ainsi, le co-mouvement de production de l'Estonie (régime de caisse d'émission) avec la zone euro est le moins élevé de l'échantillon (à 0.0279), son écart par rapport à la variance non-conditionnelle (à 0.0289) n'étant pas significatif. Ils viennent ensuite les pays ayant des régimes de change flexibles : République Tchèque (0.0277 à 0.0280), Pologne

(0.0260 à 0.0266) et Slovaquie (0.0305 à 0.0307). Pour ce dernier pays, le comouvement de production est le moins élevé de l'échantillon (son cycle économique étant moins associé avec celui de la zone euro). A l'opposé, les comouvements de production les plus soutenus sont ceux du régime à crémaillère de la Hongrie (0.0207 à 0.0208) et de la Slovénie (0.0203 à 0.0236) caractérisée par un régime de flottement administré. Il convient de remarquer toutefois que, dans le cas de la Slovénie, il y a un certain écart entre les comouvements calculés à l'aide de la variance conditionnelle (0.0203) et ceux calculés à partir de la variance non-conditionnelle (0.0236). La Slovénie en se sens se rapproche des autres pays en changes flexibles. Pour résumer, on constate que les pays ayant des régimes de change fixes et flexibles sont caractérisés par des comouvements de production moins élevés avec la zone euro que les régimes de change intermédiaires comme celui de la Hongrie³² (si on fait abstraction de la Slovénie).

En ce qui concerne les comouvements de prix, ils apparaissent plus profonds que ceux de produit. En effet, les comouvements de prix des nouveaux entrants tendent à se rapprocher de comouvements des anciens pays membres de l'UE. Comme dans le cas précédant, l'analyse individuelle de chaque pays fait apparaître de petits écarts entre les comouvements calculés à l'aide des variances conditionnelles. Comme précédemment, nous regroupons les résultats en fonction de régime de changes de chaque pays. Ainsi, nous observons que, cette fois-ci, ce sont les régimes fixes et intermédiaires qui ont les comouvements de prix le plus élevés.

³² Notons que la Hongrie a adopté un régime de change à crémaillère jusqu'en octobre 2001. L'actuel régime de change de la Hongrie est compatible avec les exigences du MTC2.

Les comouvements de prix les moins élevés sont ceux des pays ayant actuellement un flottement libre³³: République Tchèque (0.0083 à 0.0087), Pologne (0.0073 à 0.0076) et Slovaquie (0.0131 à 0.0131). Il y a néanmoins, un certain écart entre la variance conditionnelle et la variance non-conditionnelle pour la Hongrie (de 0.0071 à 0.0084) ce qu'on ne peut pas constater dans le cas de l'Estonie (de 0.0069 à 0.0070). Certes, les différences entre ces valeurs ne demeurent pas essentielles.

Lors de cette analyse quelques résultats intéressants se dégagent :

- les pays avec un régime de change intermédiaire ont les comouvements de production les plus élevés avec la zone euro; les comouvements de prix sont également élevés et comparables aux comouvements des pays ayant des régimes de change fixe.
- si on ne prend en considération que la variance conditionnelle, on constate que la Slovénie, qui a un régime de flottement géré, semble avoir les plus forts comouvements de prix avec la zone euro parmi les pays de notre échantillon. Il convient cependant de relativiser ce résultat, ce pays n'ayant pas été confronté à des changements de régimes de change comme les autres pays de l'échantillon.
- le régime de change fixe de l'Estonie est caractérisé par des comouvements de prix très élevés avec la zone euro. Les comouvements de production apparaissent plus faibles.

³³ Il est à noter que ces pays ont également connu une certaine dynamique de leurs régimes de change suite aux crises financières qui se sont succédés entre 1997- 2001.

- les deux types de comouvements ne sont pas systématiquement liés ce qui s'inscrit dans la lignée des résultats obtenus par Alesina, Barro et Tenreyro (2002).
- les comouvements de production des PECO et ceux des anciens membres de l'UE sont, en moyenne, assez proches. A l'exception de la Slovaquie, ce constat est également valable dans le cas des comouvements de prix.
- La Slovaquie semble avoir les comouvements des variables de la sphère réelle les plus faibles parmi les pays de l'échantillon.

En ce qui concerne la convergence de prix et de production avec la zone euro, les tableaux 3a, 3b, 3c et 3d de l'annexe 3, présentent les estimations en seconde différence correspondant aux séries de prix et de production pour chaque pays de l'échantillon. Rappelons, pour une meilleure compréhension des résultats de ces tableaux, la forme de l'équation de départ et respectivement, de l'équation en différence seconde après l'identification des coefficients :

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} = \varepsilon_t \Rightarrow \nabla^2 X_t = (\phi_1 + \phi_2 - 1) \nabla X_{t-1} - \phi_2 \nabla^2 X_{t-1}. \quad (8)$$

Les estimations des séries en seconde différence nous ont aidé à déterminer la valeur des coefficients ϕ_1 , ϕ_2 . En effet, en sachant les valeurs de deux coefficients, on peut vérifier les conditions selon lesquelles on peut conclure à la convergence des séries de prix et de production des pays examinés avec la zone euro. Il est à remarquer que, après la vérification des conditions³⁴ imposées aux coefficients de l'équation (7), toutes les estimations sur les PECO soulignent la convergence de prix et de production des PECO avec la zone euro.

³⁴ Les calculs réalisés pour vérifier les conditions de stationnarité asymptotique ou de convergence ne sont pas rapportés dans le chapitre.

1.5 Conclusion

L'objectif de ce chapitre a été d'évaluer les comouvements des variables de la sphère réelle (prix et produit) pour six pays de l'Europe de l'Est ayant récemment intégré l'UE. Dans ce but, nous avons estimé les comouvements des variables de la sphère réelle à partir des modèles autorégressifs à deux étapes. Nous avons ainsi calculé les deux types de variance : la variance conditionnelle et non-conditionnelle. Mais, l'analyse des comouvements ne s'avère pas suffisante pour conclure à une certaine synchronisation des cycles économiques des pays de l'échantillon avec la zone euro. C'est pourquoi nous nous sommes attachés de souligner la convergence des séries de prix et de productions des pays examinées avec la zone euro.

Lors de cette analyse, plusieurs résultats importants sont mis en évidence. Tout d'abord, nous constatons que les comouvements de prix des pays étudiés avec la zone euro sont plus élevés que ceux de productions. La distinction des résultats suivant le régime de change fait apparaître que les pays ayant des régimes de change fixes (Estonie) sont caractérisés par des comouvements de prix très élevés avec la zone euro. Ils viennent ensuite les régimes de change intermédiaire (régime à crémaillère de la Hongrie) et ultérieurement, les régimes de change flexible (Pologne, République Tchèque, Slovaquie). Il convient toutefois, de noter une exception à cet égard : il s'agit du régime de change flexible de la Slovénie, ce pays n'ayant pas eu un changement de régime de change comme dans les autres pays dotés de changes flottants. Les comouvements de la Slovénie sont élevés et proches de celles des membres de la zone euro.

Concernant les comouvements de production, ils sont moins soutenus que les précédents et pareillement proches de ceux des anciens membres de l'UE. Nous constatons que, cette fois-ci, ce sont les régimes de changes fixes et flexibles qui sont caractérisés par des comouvements de production moins élevés avec la zone euro (hormis la Slovénie).

Le fait que les comouvements soient élevés pourrait être le résultat d'une symétrie des chocs ou d'un ajustement rapide à des chocs asymétriques qui réduit la variabilité nécessaire des quantités. C'est pourquoi, nous avons étudié également la convergence des séries des prix et production avec la zone euro. L'étude de la convergence suppose de vérifier les conditions de stationnarité asymptotique (voir annexes). Si ces conditions sont vérifiées, nous pouvons calculer les fonctions d'autocorrélation et d'autocovariance afin de pouvoir évaluer les comouvements à l'aide de la variance non-conditionnelle. Les résultats obtenus à partir des données macroéconomiques qui s'étalent entre 1993-2004, soulignent la convergence de prix et production des pays de notre échantillon avec la zone euro.

ANNEXES DU CHAPITRE 1

Annexe 1.1

Tableau 1 : Echancier d'adoption de la monnaie unique

Pays	Entrée dans le MTC 2	Date cible pour l'adoption de l'euro
Estonie	28 juin 2004	1 ^{er} janvier 2007
Hongrie	Date non encore fixée	1 ^{er} janvier 2010
Lituanie	28 juin 2004	1 ^{er} janvier 2007
Lettonie	2 mai 2005	1 ^{er} janvier 2008
Pologne	Date non encore fixée	Date non encore fixée
République Tchèque	Date non encore fixée	1 ^{er} janvier 2010
Slovaquie	Date non encore fixée	1 ^{er} janvier 2009
Slovénie	28 juin 2004	1 ^{er} janvier 2007

Sources : Chambre de commerce et de l'industrie de Paris et Commission Européenne
 (http://europa.eu.int/comm/economy_finance/euro/transition/preparation.pdf)

Tableau 6 : Matrice de corrélation des indices de la production industrielle

	AUT	BEL	CZE	ESP	EST	FIN	FRA	GER	HUN	ITA	POL	SLV	SLK	UK	ZE
AUT	1,00	0,95	0,83	0,96	0,94	0,99	0,97	0,92	0,99	0,80	0,95	0,98	0,89	0,49	0,97
BEL	0,75	1,00	0,75	0,97	0,87	0,97	0,96	0,91	0,93	0,88	0,92	0,90	0,79	0,62	0,94
CZE	0,72	0,58	1,00	0,73	0,92	0,79	0,72	0,63	0,87	0,52	0,88	0,88	0,98	0,02	0,77
ESP	0,70	0,93	0,57	1,00	0,89	0,97	0,98	0,92	0,94	0,86	0,93	0,90	0,79	0,63	0,93
EST	0,71	0,29	0,83	0,33	1,00	0,92	0,87	0,79	0,96	0,63	0,94	0,94	0,94	0,27	0,87
FIN	0,97	0,77	0,67	0,70	0,66	1,00	0,98	0,95	0,97	0,84	0,93	0,95	0,85	0,55	0,97
FRA	0,73	0,89	0,59	0,91	0,37	0,71	1,00	0,94	0,95	0,88	0,91	0,92	0,79	0,64	0,95
GER	0,15	-0,02	0,27	0,08	0,36	0,18	-0,03	1,00	0,88	0,87	0,81	0,87	0,72	0,64	0,92
HUN	0,93	0,55	0,72	0,54	0,81	0,92	0,59	0,38	1,00	0,77	0,96	0,98	0,92	0,43	0,96
ITA	0,45	0,89	0,41	0,91	0,04	0,47	0,87	-0,11	0,23	1,00	0,74	0,72	0,57	0,76	0,83
POL	0,89	0,51	0,60	0,43	0,67	0,88	0,48	0,22	0,93	0,14	1,00	0,92	0,90	0,45	0,91
SLV	0,82	0,55	0,94	0,51	0,87	0,80	0,55	0,24	0,85	0,30	0,77	1,00	0,93	0,34	0,94
SLK	0,81	0,44	0,77	0,46	0,86	0,79	0,45	0,61	0,93	0,15	0,81	0,84	1,00	0,11	0,83
UK	0,24	0,55	-0,06	0,53	-0,25	0,30	0,69	-0,17	0,15	0,63	0,16	-0,04	-0,06	1,00	0,55
ZE	0,82	0,51	0,59	0,50	0,67	0,84	0,47	0,66	0,91	0,21	0,83	0,69	0,92	0,12	1,00

Source: Eurostat, calculs de l'auteur.

Note : La période 1999-2004 est au dessous de la diagonale et 1995-2004 en dessus.

Tableau 7. Matrice de corrélation des indices de prix à la consommation*

CPI_2000	AUT	BE	CZE	ESP	EST	FIN	FRA	GER	HUN	ITA	POL	SLK	SLV	UK	ZE
AUT	1,000	0,997	0,924	0,996	0,926	0,989	0,993	0,993	0,969	0,992	0,934	0,985	0,993	0,977	0,993
BE	0,998	1,000	0,940	0,997	0,939	0,990	0,991	0,997	0,980	0,995	0,951	0,990	0,997	0,985	0,990
CZE	0,974	0,974	1,000	0,932	0,988	0,927	0,912	0,956	0,986	0,949	0,994	0,935	0,953	0,972	0,891
ESP	0,994	0,992	0,950	1,000	0,933	0,987	0,994	0,994	0,976	0,996	0,942	0,991	0,997	0,985	0,992
EST	0,992	0,989	0,984	0,979	1,000	0,913	0,921	0,956	0,982	0,955	0,988	0,923	0,949	0,964	0,897
FIN	0,985	0,985	0,985	0,969	0,991	1,000	0,971	0,984	0,967	0,977	0,940	0,988	0,989	0,972	0,978
FRA	0,983	0,983	0,924	0,994	0,959	0,945	1,000	0,989	0,962	0,993	0,920	0,979	0,988	0,975	0,994
GER	0,997	0,997	0,972	0,994	0,991	0,981	0,985	1,000	0,987	0,995	0,961	0,985	0,997	0,990	0,984
HUN	0,996	0,996	0,975	0,992	0,986	0,983	0,982	0,996	1,000	0,986	0,991	0,977	0,987	0,994	0,949
ITA	0,991	0,990	0,942	0,998	0,973	0,961	0,997	0,992	0,991	1,000	0,957	0,987	0,996	0,991	0,983
POL	0,946	0,950	0,978	0,920	0,956	0,981	0,887	0,940	0,954	0,910	1,000	0,948	0,960	0,975	0,904
SLK	0,976	0,981	0,941	0,981	0,952	0,957	0,979	0,977	0,987	0,984	0,932	1,000	0,992	0,986	0,978
SLV	0,996	0,995	0,960	0,997	0,986	0,978	0,990	0,997	0,994	0,997	0,933	0,980	1,000	0,992	0,984
UK	0,980	0,981	0,923	0,990	0,951	0,949	0,993	0,978	0,983	0,993	0,904	0,989	0,985	1,000	0,963
ZE	0,993	0,993	0,947	0,998	0,977	0,966	0,997	0,994	0,991	0,999	0,917	0,982	0,997	0,991	1,000

Source: Eurostat, calculs de l'auteur.

Note : La période 1999-2004 est au dessous de la diagonale et 1995-2004 en dessus.

	BEL	CZE	EST	FRA	HUN	POL	SLK	SLV	ZE
BEL	1,00	0,10	0,24	0,02	0,29	-0,09	0,22	0,20	0,28
CZE		1,00	0,48	0,07	0,32	0,52	0,46	0,14	0,24
EST			1,00	0,09	0,19	0,24	0,48	0,16	0,23
FRA				1,00	0,14	0,11	0,13	0,06	0,07
HUN					1,00	0,29	0,34	0,42	0,37
POL						1,00	0,01	0,10	0,28
SLK							1,00	0,21	0,24
SLV								1,00	0,41
ZE									1,00

Tableau 8 : Corrélation des cycles de la production industrielle sur la période 1994 :01-2004 :04

Note : Calculs de l'auteur

Tableau 9 : Corrélation des cycles de la production industrielle sur la période 1999 :01-2004 :04

	BEL	CZE	EST	FRA	HUN	POL	SLK	SLV	ZE
BEL	1,00	0,32	0,25	0,05	0,37	0,34	0,32	0,27	0,53
CZE		1,00	0,37	-0,02	0,40	0,44	0,42	0,21	0,24
EST			1,00	0,08	0,22	0,02	0,57	0,17	0,20
FRA				1,00	0,15	0,19	0,09	0,09	0,00
HUN					1,00	0,63	0,33	0,43	0,64
POL						1,00	0,13	0,26	0,42
SLK							1,00	0,17	0,39
SLV								1,00	0,51
ZE									1,00

Note : Calculs de l'auteur

	BEL	CZE	EST	FRA	HUN	POL	SLK	SLV	ZE
BEL	1,00	-0,10	0,23	-0,02	0,17	-0,41	0,11	0,12	0,10
CZE		1,00	0,55	0,15	0,28	0,58	0,47	0,08	0,25
EST			1,00	0,11	0,19	0,40	0,39	0,16	0,26
FRA				1,00	0,12	0,05	0,17	0,02	0,13
HUN					1,00	-0,07	0,44	0,42	0,10
POL						1,00	-0,06	-0,04	0,21
SLK							1,00	0,27	0,15
SLV								1,00	0,35
ZE									1,00

Tableau 10 : Corrélation des cycles de la production industrielle sur la période 1999 :01-2004 :04

Note : Calculs de l'auteur

	BEL	CZE	EST	FRA	HUN	LET	LIT	POL	SLK	SLV	ZE
BEL	1,00	0,21	0,37	0,64	0,45	0,26	0,41	0,61	0,18	0,39	0,69
CZE		1,00	0,46	0,07	0,59	0,35	0,21	0,37	-0,24	0,30	0,17
EST			1,00	0,42	0,45	-0,15	0,80	0,29	-0,32	0,66	0,66
FRA				1,00	0,27	0,20	0,49	0,39	0,12	0,40	0,68
HUN					1,00	0,37	0,26	0,71	0,17	0,30	0,45
LET						1,00	-0,11	0,28	0,16	-0,07	0,10
LIT							1,00	0,23	-0,10	0,45	0,60
POL								1,00	0,40	0,45	0,53
SLK									1,00	-0,12	0,04
SLV										1,00	0,64
ZE											1,00

Tableau 11 : Corrélations des cycles des prix sur la période 1994 :01-2004 :04

Note : Calculs de l'auteur

	BEL	CZE	EST	FRA	HUN	LET	LIT	POL	SLK	SLV	ZE
BEL	1,00	0,58	0,48	0,73	0,50	0,32	0,55	0,65	0,18	0,42	0,67
CZE		1,00	0,67	0,23	0,75	0,43	0,69	0,50	-0,08	0,25	0,50
EST			1,00	0,26	0,46	-0,14	0,66	0,31	-0,44	0,70	0,73
FRA				1,00	0,19	0,24	0,29	0,35	0,13	0,29	0,62
HUN					1,00	0,37	0,35	0,70	0,23	0,19	0,47
LET						1,00	0,33	0,26	0,49	-0,27	0,10
LIT							1,00	0,32	-0,20	0,52	0,57
POL								1,00	0,45	0,41	0,55
SLK									1,00	-0,13	0,01
SLV										1,00	0,70
ZE											1,00

Tableau 12 : Corrélations des cycles des prix sur la période 1999 :01-2004 :04

Note : Calculs de l'auteur

Tableau 13 : Corrélations des cycles des prix sur la période 1994 :01-1998 :12

	BEL	CZE	EST	FRA	HUN	LET	LIT	POL	SLK	SLV	ZE
BEL	1,00	-0,28	-0,02	0,31	0,15	0,12	0,19	0,43	0,50	0,16	0,69
CZE		1,00	0,23	-0,29	0,51	0,26	-0,21	0,26	-0,57	0,40	-0,45
EST			1,00	0,35	0,34	-0,51	0,80	0,14	0,33	0,67	0,29
FRA				1,00	0,30	0,00	0,49	0,43	0,61	0,62	0,67
HUN					1,00	0,38	-0,08	0,73	0,19	0,70	0,16
LET						1,00	-0,71	0,37	-0,30	0,12	-0,10
LIT							1,00	-0,01	0,53	0,40	0,51
POL								1,00	0,44	0,56	0,41
SLK									1,00	0,25	0,74
SLV										1,00	0,27
ZE											1,00

Note : Calculs de l'auteur

Annexe 1.1 : Propriétés des séries chronologiques

Tests de racine unitaire (Dickey - Fuller augmenté et Kwiatkowski, Philips, Schmidt et Shin)

	Indice de prix à la consommation				Production Industrielle			
	ADF		KPSS		ADF		KPSS	
	Niveau	diff.	Niveau	diff.	Niveau	diff.	Niveau	diff.
Estonie	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
Hongrie	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
Pologne	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
Rep. Tcheque	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
Slovaquie	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
Slovenie	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
Roumanie	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
Bulgarie	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	-	-	-	-

*La ligne horizontale signifie manque de données.

Annexe 1.2 : Comouvements de prix et de production des pays de l'échantillon *

Tableau 1a. Comouvements de prix de six PECO

Pays	Co-mouvements de prix	
	Variance conditionnelle	Variance non-conditionnelle
Rép. Tchèque	0,0083	0,0087
Estonie	0,0069	0,0070
Hongrie	0,0071	0,0084
Pologne	0,0073	0,0076
Slovaquie	0,0131	0,0131
Slovenia	0,0062	0,0062

Tableau 1b. Comouvements de production de six PECO

Pays	Co-mouvements de produit	
	Variance conditionnelle	Variance non-conditionnelle
Rép. Tchèque	0,0277	0,0280
Estonie	0,0279	0,0289
Hongrie	0,0207	0,0208
Pologne	0,0260	0,0266
Slovaquie	0,0305	0,0307
Slovenia	0,0203	0,0236

Tableau 2a. Comouvements de prix de quelques pays de l'UE

Pays	Co-mouvements de prix	
	Variance conditionnelle	Variance non-conditionnelle
Allemagne	0,0030	0,0030
Autriche	0,0048	0,0053
Belgique	0,0028	0,0035
Espagne	0,0046	0,0050
Finlande	0,0042	0,0042
France	0,0032	0,0032
Grande Bretagne	0,0046	0,0049

Tableau 2b. Comouvements de production de quelques pays de l'UE

Pays	Co-mouvements de produit	
	Variance conditionnelle	Variance non-conditionnelle
Allemagne	0,0226	0,0342
Autriche	0,0175	0,0200
Belgique	0,0189	0,0267
Espagne	0,0158	0,0239
Finlande	0,0226	0,0252
France	0,0167	0,0213
Grande Bretagne	0,0157	0,0190

* Il convient de préciser que les co-mouvements de prix ont été calculés à partir des indices de prix à la consommation. Les comouvements de production ont été calculés à l'aide des indices de la production industrielle.

Annexe 1.3 : Résultats des tests de racines unitaires

Tableau 3a: Estimations en seconde différence des séries de prix des PECO par rapport à la ZE

Equations des prix	$(\phi_1 + \phi_2 - 1) \nabla X_{t-1}$	$\phi_2 \nabla^2 X_{t-1}$	constante	trend
$\nabla^2 X_{t,CZE}$	-1.055914 ∇X_{t-1} (0.272167)	0.154899 $\nabla^2 X_{t-1}$ (0.238094)	0.025035 (0.008262)	-0.000819 (0.000301)
$\nabla^2 X_{t,EST}$	-0.854346 ∇X_{t-1} (0.166132)	0.054836 $\nabla^2 X_{t-1}$ (0.157920)	0.025093 (0.007711)	-0.000828 (0.000274)
$\nabla^2 X_{t,HUN}$	-0.614474 ∇X_{t-1} (0.156877)	-	0.027522 (0.008846)	-0.000724 (0.000268)
$\nabla^2 X_{t,POL}$	-0.806831 ∇X_{t-1} (0.173768)	-	0.034643 (0.008546)	-0.001147 (0.000293)
$\nabla^2 X_{t,SLK}$	-0.967406 ∇X_{t-1} (0.174530)	-	0.014035 (0.003348)	-
$\nabla^2 X_{t,SLV}$	-0.980190 ∇X_{t-1} (0.169588)	-	0.021489 (0.004093)	-0.000398 (0.000117)

Tableau 3b: Estimations en seconde différence des séries de prix de UE_8 par rapport à la ZE

Equations des prix	$(\phi_1 + \phi_2 - 1) \nabla X_{t-1}$	$\phi_2 \nabla^2 X_{t-1}$	constante	trend
$\nabla^2 X_{t,AUT}$	-1.308722 ∇X_{t-1} (0.163313)	-	-	-
$\nabla^2 X_{t,BEL}$	-1.636599 ∇X_{t-1} (0.401091)	0.593691 (0.318663)	0.003446 (0.001627)	-0.000145 (7.03E-05)
$\nabla^2 X_{t,ESP}$	-1.295496 ∇X_{t-1} (0.165429)	-	0.003861 (0.000940)	-
$\nabla^2 X_{t,FIN}$	-0.883290 ∇X_{t-1} (0.170123)	-	-	-
$\nabla X_{t,FRA}$	-0.951325 ∇X_{t-1} (0.171299)	-	-	-
$\nabla^2 X_{t,GER}$	-1.008896 ∇X_{t-1} (0.176668)	-	0.001330 (0.001111)	-0.000105 (5.37E-05)
$\nabla^2 X_{t,UK}$	-0.414660 ∇X_{t-1} (0.182679)	-0.334054 (0.165339)	-	-

Tableau 3c : Estimations en seconde différence des séries d'output des PECO par rapport à la ZE

Equations des prix	$(\phi_1 + \phi_2 - 1) \nabla X_{t-1}$	$\phi_2 \nabla^2 X_{t-1}$	constante	trend
$\nabla^2 X_t^{CZE}$	-0.905761 ∇X_{t-1} (0.172939)	-	-	-
$\nabla^2 X_t^{EST}$	-1.186775 ∇X_{t-1} (0.171567)	-	0.010937 (0.005042)	-
$\nabla^2 X_t^{HUN}$	-1.065433 ∇X_{t-1} (0.170789)	-	0.017628 (0.004473)	-
$\nabla^2 X_t^{POL}$	-1.151076 ∇X_{t-1} (0.184099)	-	0.015347 (0.004947)	-
$\nabla^2 X_t^{SLK}$	-1.084760 ∇X_{t-1} (0.161984)	-	-	-
$\nabla^2 X_t^{SLV}$	-1.369998 ∇X_{t-1} (0.158373)	-	-	-

Tableau 3d : Estimations en seconde différence des séries d'output de UE_8 par rapport à la ZE

Equations des prix	$(\phi_1 + \phi_2 - 1) \nabla X_{t-1}$	$\phi_2 \nabla^2 X_{t-1}$	constante	trend
$\nabla^2 X_t^{AUT}$	-1.353926 ∇X_{t-1} (0.166499)	-	0.009161 (0.003174)	-
$\nabla^2 X_t^{BEL}$	-1.538577 ∇X_{t-1} (0.147728)	-	-	-
$\nabla^2 X_t^{ESP}$	-1.388945 ∇X_{t-1} (0.339368)	0.117229 (0.276523)	-	-
$\nabla^2 X_t^{FIN}$	-1.319090 ∇X_{t-1} (0.167534)	-	0.020729 (0.008517)	-0.000603 (0.000387)
$\nabla^2 X_t^{FRA}$	-1.466910 ∇X_{t-1} (0.149980)	-	-	-
$\nabla^2 X_t^{GER}$	-1.582347 ∇X_{t-1} (0.211937)	-	-	-
$\nabla^2 X_t^{UK}$	-1.418189 ∇X_{t-1} (0.158176)	-	-0.004016 (0.158176)	-

Annexe 1.4 : Démonstrations mathématiques

1. Démonstration de la convergence :

Dans cette annexe, nous démontrons les résultats utilisés dans la section méthodologie. Le modèle décrit en (1) se compose de deux groupes³⁵ d'équations qui expliquent mieux les co-mouvements. Reprenons pour démonstration la régression du second ordre pour le calcul des co-mouvements des prix.

Le processus AR(2) est un processus autorégressif à deux étapes:

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} = \varepsilon_t \quad (1)$$

Remplaçons t par $t+1$ et on obtient l'équation ci-dessous:

$$X_{t+1} - \phi_1 X_t - \phi_2 X_{t-1} = \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

Comme $t \in \mathbb{N}$, il est plus naturel de remplacer t par n . L'équation à modéliser devient²:

$$X_{n+1} - \phi_1 X_n - \phi_2 X_{n-1} = \varepsilon_n \quad (3)$$

Cette équation a une forme assez compliquée. C'est pourquoi on tente de résoudre l'équation plus simple de la forme:

$$X_n = Y_n + Z_n \quad (4) \quad \text{où } Z_{n+1} - \phi_1 Z_n - \phi_2 Z_{n-1} = \varepsilon_n \text{ avec } Z_0 = 0 \text{ et } Z_1 = 0.$$

Mais,

$$\begin{aligned} X_{n+1} &= \phi_1 X_n + \phi_2 X_{n-1} + \varepsilon_n \\ Z_{n+1} &= \phi_1 Z_n + \phi_2 Z_{n-1} + \varepsilon_n. \end{aligned}$$

$$X_{n+1} - Z_{n+1} = \phi_1 (X_n - Z_n) + \phi_2 (X_{n-1} - Z_{n-1})$$

$$\begin{array}{ccc} \downarrow & & \downarrow \\ Y_{n+1} & = & \phi_1 Y_n + \phi_2 Y_{n-1} \end{array}$$

Donc, $Y_{n+1} = \phi_1 Y_n + \phi_2 Y_{n-1}$ avec $Y_0 = X_0$ et $Y_1 = X_1$.

$$Z_{n+1} = \phi_1 Z_n + \phi_2 Z_{n-1} + \varepsilon_n \text{ avec } Z_0 = 0 \text{ et } Z_1 = 0.$$

³⁵ Hamilton observe une variable x_t qui diffère d'une autre variable s_t seulement par un facteur ε_t ayant la variance σ_ε^2 . Mais, ce facteur apparaît non corrélé avec x_t et dépendant.

On note que l'équation sur Y_n est une équation linéaire avec des données initiales ayant une forme plus compliquée. On a également imposé $Z_0 = 0$, et $Z_1 = 0$, c'est-à-dire des données initiales qui simplifient en peu la forme de Z_{n+1} ayant presque la même forme que X_{n+1} . Par conséquent, X_{n+1} se retrouve divisé en deux équations : une équation linéaire avec des données initiales plus compliquées et une autre équation particulière avec des données initiales simples.

La solution générale de l'équation $X_{n+1} = \phi_1 X_n + \phi_2 X_{n-1} + \epsilon_n$ est donnée par la somme de la solution particulière de l'équation: $Z_{n+1} = \phi_1 Z_n + \phi_2 Z_{n-1} + \epsilon_n$ et la solution de l'équation homogène : $Y_{n+1} = \phi_1 Y_n + \phi_2 Y_{n-1}$. (5)

La solution générale est :

$$\boxed{X_n = c_1 r_1^n + c_2 r_2^n + \sum [(r_1^{j+1} - r_2^{j+1}) / (r_1 - r_2)] \epsilon_{n-j} \text{ avec } j = 0, 1, \dots, n \text{ et } n \in \mathbf{N}. \quad (6)}$$

Démontrons ci-après les résultats écrits précédemment.

A) Soit $Y_{n+1} = \phi_1 Y_n + \phi_2 Y_{n-1}$ avec $Y_0 = X_0$ et $Y_1 = X_1$.

On cherche r , tel que $Y_n = r^n$ soit une solution de l'équation (5). En conséquence, r doit vérifier l'équation ci-dessous :

$$r^{n+1} = \phi_1 r^n + \phi_2 r^{n-1} \quad | \quad : (r^{n-1}) \Rightarrow r^2 = \phi_1 r + \phi_2 \quad (7) \Rightarrow r^2 - \phi_1 r - \phi_2 = 0 \Rightarrow \Delta = \phi_1^2 + 4\phi_2$$

$$\Rightarrow r_{1,2} = (\phi_1 \pm \sqrt{\Delta}) / 2 \quad \text{où } r_1, r_2 \text{ sont les racines de l'équation quadratique (7).}$$

On en déduit que $Y_n = c_1 r_1^n + c_2 r_2^n$ (8) où r_1, r_2 sont les racines de Y_n .

Démontrons que ces solutions Y_n sont uniques.

Démonstration:

Soit \mathbf{V} – l'espace formé par toutes les suites $(Y_n)_n$ qui vérifie $Y_{n+1} = \phi_1 Y_n + \phi_2 Y_{n-1}$.

Lemme: \mathbf{V} – est espace vectoriel.

En effet, $(X_n)_n \in \mathbf{V}$ et $(X_n)_n \in \mathbf{V}$. Alors, $X_n + \lambda Y_n \in \mathbf{V}$ pour tout $\lambda \in \mathbf{R}$.

Par ailleurs, $V \approx \mathbf{R}^2$ (V isomorphe avec \mathbf{R}^2 , c'est-à-dire, il existe une fonction $\Psi : V \rightarrow \mathbf{R}^2$ tel que Ψ est linéaire et bijective et $\Psi((X_n)_n = (x_1, x_0))$). Conformément au « théorème de dimensions », on a que : $\dim V = \dim \mathbf{R}^2$ (9)

Autrement dit, V est un espace généré par $\{e_n, f_n\} \Rightarrow$ pour tout $X_n \in V$,

$$X_n = \alpha e_n + \beta f_n \Rightarrow e_n = r_1^n, f_n = r_2^n \Rightarrow X_n = c_1 r_1^n + c_2 r_2^n.$$

B) $Z_{n+1} = \phi_1 Z_n + \phi_2 Z_{n-1} + \varepsilon_n$ avec $Z_0 = 0$ et $Z_1 = 0$. On veut déterminer dans la suite la solution de cette équation. On cherche u_n tel que $Z_n = \sum u_{n-j} \varepsilon_j$ avec $j = 0, 1, \dots, n$ et $n \in \mathbf{N}$ vérifie :

$$\sum u_{n+1-j} \varepsilon_j = \phi_1 \sum u_{n-j} \varepsilon_j + \phi_2 \sum u_{n-1-j} \varepsilon_j + \varepsilon_{n+1} \text{ avec } j = 0, 1, \dots, n+1 \text{ et } n \in \mathbf{N}.$$

On identifie les coefficients de ε_{j+l} (où d'une manière générale ε_j , où $j = 0, 1, \dots, n+1$ et $n \in \mathbf{N}$) qui sont : $u_0 = 1, u_1 = \phi_1$ et $u_{n+1-j} = \phi_1 u_{n-j} - \phi_2 u_{n-j-1}$.

$$\text{On obtient que } u_{n+1} = \phi_1 u_n - \phi_2 u_{n-1} \quad (12) \text{ avec } u_0 = 1, u_1 = \phi_1.$$

On cherche r , tel que $u_n = r^n$ soit une solution de l'équation (12). Donc, r doit vérifier l'équation ci-dessous : $r^{n+1} = \phi_1 r^n + \phi_2 r^{n-1}$ (13).

D'autre part, $u_{n-j} = c_1 r_1^{n-j} + c_2 r_2^{n-j}$. Comme la dimension de l'espace vectoriel est 2, il en résulte que : $Z_n = \sum c_1 r_1^{n-j} \varepsilon_j + \sum c_2 r_2^{n-j} \varepsilon_j$ (14).

Au début on avait supposé que $Z_0 = 0$ et $Z_1 = 0$. En remplaçant $n=0$ et $n=1$ dans (14), on peut calculer la valeur des constantes afin de trouver la forme finale de l'équation particulière. Après calculs on obtient que $c_1 = -r_2 / (r_1 - r_2)$ et $c_2 = r_1 / (r_1 - r_2)$.

La solution générale de l'équation $X_n = Y_n + Z_n$ est :

$X_n = c_1 r_1^n + c_2 r_2^n + \sum [(r_1^{j+1} - r_2^{j+1}) / (r_1 - r_2)] \varepsilon_{n-j} \text{ avec } j = 0, 1, \dots, n \text{ et } n \in \mathbf{N}. \quad (6)$

On observe que si les solutions de (6), respectivement r_1, r_2 (dépendant de ϕ_1 et ϕ_2) sont des solutions inférieures en module à 1, alors la suite X_n est convergente vers 0 (donc,

P_{it}/P_{jt} converge vers 1). Dans le cas contraire, la suite \mathbf{X}_n est divergente. Donc, pour disposer de la convergence des séries, il faut que :

$$\phi_1^2 + 4\phi_2 \geq 0, \quad 1 + \phi_1 - \phi_2 > 0 \quad \text{et} \quad 1 - \phi_1 - \phi_2 > 0. \quad (15)$$

2. Démonstration mathématique de la variance non - conditionnelle:

Dans leur étude Alesina, Barro et Tenreyro (2002) évaluent les co-mouvements des variables de la sphère réelle à l'aide de la *variance conditionnelle* des séries observées qui est toujours égale à $\text{var}(\varepsilon_{it})$. Dans la suite nous exposons la façon dont on a exprimé la *variance non-conditionnelle* dans le cas d'un processus autorégressif à deux étapes :

$$VP_{ij}^* = \frac{VP(1 - \Phi_2)}{(1 + \Phi_2)(1 - \Phi_2 - \Phi_1)(1 - \Phi_2 + \Phi_1)} \quad (1)$$

où $VP = \text{var}(\varepsilon_{it})$, $VP_{ij}^* = \text{var}(x_t)$ et $x_t = \ln P_{it}/P_{jt}$.

En effet, soit l'équation de départ :

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} = \varepsilon_t \quad \Rightarrow \quad X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \quad | \cdot X_{t-\tau}$$

$$\Rightarrow X_t X_{t-\tau} = \phi_1 X_{t-1} X_{t-\tau} + \phi_2 X_{t-2} X_{t-\tau} + \varepsilon_t X_{t-\tau}$$

$$\Rightarrow \gamma_\tau = E(X_t X_{t-\tau}) = E(\phi_1 X_{t-1} X_{t-\tau}) + E(\phi_2 X_{t-2} X_{t-\tau}) + E(\varepsilon_t X_{t-\tau}). \quad (2)$$

$$\Rightarrow \gamma_\tau = E(X_t X_{t-\tau}) = \phi_1 E(X_{t-1} X_{t-\tau}) + \phi_2 E(X_{t-2} X_{t-\tau}) + E(\varepsilon_t X_{t-\tau}). \quad (3)$$

Pour $\tau=0$, la relation (3) peut s'écrire : $\gamma_0 = \phi_1 E(X_{t-1} X_t) + \phi_2 E(X_{t-2} X_t) + E(\varepsilon_t X_t)$.

$$\Rightarrow \gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \sigma_\varepsilon^2 \Rightarrow \boxed{\sigma_x^2 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \sigma_\varepsilon^2} \quad (4)$$

Pour $\tau=1$, la relation (3) peut s'écrire : $\gamma_1 = E(X_t X_{t-1}) = \phi_1 E(X_{t-1} X_{t-1}) + \phi_2 E(X_{t-2} X_{t-1}) + E(\varepsilon_t X_{t-1})$.

Mais, $E(\varepsilon_t X_{t-1}) = 0$. La relation ci-dessus peut s'écrire de nouveau de la sorte :

$$\Rightarrow \boxed{\gamma_1 = \phi_1 \sigma_x^2 + \phi_2 \gamma_1} \quad (5) \Rightarrow \gamma_1 - \phi_2 \gamma_1 = \phi_1 \sigma_x^2 \Rightarrow \gamma_1 (1 - \phi_2) = \phi_1 \sigma_x^2$$

$$\Rightarrow \boxed{\gamma_1 = (\phi_1 \sigma_x^2) / (1 - \phi_2)} \quad (6) \text{ avec } 1 - \phi_2 \neq 0 \Rightarrow \phi_2 \neq 1.$$

Pour $\tau = 2$, la relation (3) peut s'écrire de la manière suivante :

$$\Rightarrow \gamma_2 = E(X_t X_{t-2}) = \phi_1 E(X_{t-1} X_{t-2}) + \phi_2 E(X_{t-2} X_{t-2}) + E(\varepsilon_t X_{t-2}), \text{ avec } E(\varepsilon_t X_{t-2}) = 0,$$

$\Rightarrow \boxed{\gamma_2 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \sigma_x^2}$ (7). Si nous remplaçons dans la relation (4) la valeur de γ_2 obtenue dans la relation (7), on obtient que :

$$\begin{aligned} \sigma_x^2 &= \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \sigma_\varepsilon^2 \Rightarrow \sigma_x^2 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 (\phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \sigma_x^2) + \sigma_\varepsilon^2 \Rightarrow \\ &\Rightarrow \sigma_x^2 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \phi_1 \gamma_1 + \phi_2^2 \sigma_x^2 + \sigma_\varepsilon^2 \Rightarrow \sigma_x^2 - \phi_2^2 \sigma_x^2 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \phi_1 \gamma_1 + \sigma_\varepsilon^2 \Rightarrow \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \sigma_x^2 (1 - \phi_2^2) = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \phi_1 \gamma_1 + \sigma_\varepsilon^2 \Rightarrow \sigma_x^2 (1 - \phi_2^2) = \gamma_1 (\phi_1 + \phi_2 \phi_1) + \sigma_\varepsilon^2$$

$$\Rightarrow \sigma_x^2 (1 - \phi_2^2) = [\phi_1 \sigma_x^2 / (1 - \phi_2)] (\phi_1 + \phi_2 \phi_1) + \sigma_\varepsilon^2$$

$$\Rightarrow \sigma_x^2 (1 - \phi_2^2) - [\sigma_x^2 \phi_1^2 (1 + \phi_2)] / (1 - \phi_2) = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\Rightarrow \sigma_x^2 (1 - \phi_2^2) - [\phi_1^2 (1 + \phi_2)] / (1 - \phi_2) = \sigma_\varepsilon^2, \text{ avec } 1 - \phi_2 \neq 0 \Rightarrow \phi_2 \neq 1.$$

Finalement, on obtient que :

$$\Rightarrow \sigma_x^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2 (1 - \Phi_2)}{(1 + \Phi_1) (1 - \Phi_2 - \Phi_1) (1 - \Phi_2 + \Phi_1)} \quad (8)$$

Dans notre cas, la relation (8) peut s'écrire de la façon suivante :

$$VP_{ij}^* = \frac{VP (1 - \Phi_2)}{(1 + \Phi_2) (1 - \Phi_2 - \Phi_1) (1 - \Phi_2 + \Phi_1)} \quad (1)$$

où $VP = \text{var}(\varepsilon_{it})$, $VP_{ij}^* = \text{var}(x_t)$ et $x_t = \ln P_{it}/P_{jt}$.

CHAPITRE 2

Canaux de transmission de la politique monétaire dans les PECO : une étude empirique à l'aide d'un modèle VAR

Introduction

Dans le chapitre précédent¹, nous avons fourni une évaluation empirique de l'un des critères importants de désirabilité d'une monnaie unique, en l'occurrence les particularités des comouvements de quelques PECO avec la zone euro. Cependant, la récente adhésion à l'UE de dix nouveaux membres, dont huit pays de l'Europe Centrale et Orientale (PECO)² soulève plusieurs questions essentielles concernant le fonctionnement sain d'une future zone euro élargie, autant pour les nouveaux entrants que pour l'ancien cercle de quinze participants à l'UE. En effet, du côté des nouveaux membres, une connaissance juste des mécanismes de transmission de la politique monétaire au sein des PECO serait cruciale pour la bonne mise en œuvre de la stratégie de politique monétaire de l'Eurosystème. Du côté de la BCE,

¹Ce chapitre est issu d'un article co-écrit avec Jérôme Héricourt (Héricourt et Matei, 2004/2005).

² Il s'agit de la République Tchèque, la Slovaquie, l'Estonie, la Hongrie, la Lettonie, la Lituanie, la Pologne et la Slovénie auxquelles il convient de rajouter les deux autres nouveaux membres : le Chypre et le Malte.

la pertinence de la cible d'inflation « proche de 2% à moyen terme » pourrait se voir remise en cause par une future zone élargie : en dépit d'une décélération considérable du rythme de hausse des prix depuis la phase de la transition, un surcroît d'inflation qui découlerait du rattrapage économique est susceptible de demeurer lors de l'adoption de l'euro. A cet égard, Bénassy - Queré et Lahrière - Révil (2001) soulignent que ce phénomène pourrait accroître l'inflation moyenne de la zone euro de 0,25 à 0,75 points. Afin de respecter son mandat, la BCE se verrait alors contrainte de mener une politique monétaire restrictive, dont les possibles incidences déflationnistes viendraient compromettre le processus de convergence réelle de nouveaux membres.

Par ailleurs, comme le souligne Taylor (1994), toute modification fondamentale du régime monétaire, s'accompagne d'une période de transition. Le processus d'apprentissage requis par cette dernière vient alors indiquer que la mutation des mécanismes de transmission à l'issue de l'intégration monétaire ne se matérialisera que très progressivement. Par conséquent, l'étude empirique de l'état actuel des mécanismes de transmission des chocs monétaires dans les PECO demeure une source pertinente d'information sur la transmission de la politique monétaire lors de la mise en place de l'euro.

L'objet de ce chapitre est donc d'analyser empiriquement, pour les huit pays ayant récemment intégré l'UE, l'efficacité relative des canaux traditionnels et spécifiques de politique monétaire mis en avant dans la littérature : d'un côté, le canal du taux d'intérêt et celui du taux de change, d'un autre côté, le canal de la

masse monétaire (M2)³ et celui de crédit. Afin de procéder à une telle étude, nous employons un modèle Vectoriel Autorégressif (VAR). Les résultats obtenus à la suite des estimations viennent à la fois confirmer et compléter les conclusions des autres recherches empiriques sur le sujet telles que celle de Ganeev et al. (2002) qui signalent l'importance du canal du taux de change dans ces pays, ainsi que les difficultés du canal du taux d'intérêt à s'imposer comme un véritable canal direct. Malgré l'hétérogénéité persistante des mécanismes de transmission de la politique monétaire, le canal quantitatif semble être, à son tour, un autre puissant canal de transmission des chocs monétaires. A la lumière de ces résultats, nous sommes alors amenés à souligner qu'un certain nombre de pas restent à accomplir pour la plupart de ces pays avant de rejoindre l'union monétaire.

Ce chapitre se distingue donc à trois niveaux. Tout d'abord, notre attention se focalise sur huit PECO ayant récemment joint l'UE constituant des exemples intéressants pour l'étude de la transmission des chocs de politique monétaire : pays avec une hétérogénéité des régimes de change et futurs candidats à l'adoption de l'euro. Deuxièmement, ce chapitre repose sur une méthodologie économétrique n'ayant pas recours à l'hypothèse de cointégration habituellement retenue par les études dans la matière. Finalement, nous proposons une analyse explicite de

³ Notons que, pour les pays de l'échantillon ayant des régimes de changes flexibles, nous attendons que les résultats obtenus par l'intégration de l'agrégat monétaire - M2 comme variable endogène, ne soient pas significatifs dans les estimations. En effet, la Banque Centrale n'intervient pas sur le marché des changes car (Δ réserves = 0). L'équilibre extérieur est alors assuré par la flexibilité du taux de change (endogène), et par conséquent, l'offre de monnaie peut être contrôlée par la Banque Centrale et redevenir exogène en étant déconnectée des résultats extérieurs.

l'évolution des mécanismes de transmission de la politique monétaire en nous appuyant sur l'étude de différentes sous – périodes qui correspondent aux régimes de change homogènes.

Ce chapitre contient cinq sections. La première est consacrée à une revue succincte des recherches empiriques sur la transmission de la politique monétaire dans les PECO⁴. La deuxième section présente les modèles VAR, tout en mettant l'accent sur les spécificités méthodologiques et les sources de données utilisées. La troisième section étudie la robustesse des représentations VAR non contraint pour souligner davantage la fragilité de l'hypothèse de cointégration. Les commentaires des résultats obtenus sont exposés dans la quatrième section à la fois sur la période d'ensemble et sur les sous-échantillons. Finalement, la dernière section récapitule les principales conclusions.

2.1 Résultats empiriques fondés sur des modèles VAR

La modélisation économétrique classique à plusieurs équations structurelles connaît à la fin des années 1970 beaucoup de critiques⁵ et de défaillances face à un environnement économique très perturbé. Les critiques principales formulées à l'encontre de ces modèles structurels concernent la simultanéité des relations et la notion de variable exogène. Sims (1980) propose alors une représentation alternative à l'approche dite structurelle, celle d'une représentation VAR

⁴ Puisque notre travail traite les PECO récemment entrés dans l'UE, nous allons nous concentrer sur les différents travaux empiriques à ce sujet, pour ces pays. Par ailleurs, les principaux résultats empiriques de la littérature, nous aideront à faire des comparaisons avec nos résultats.

⁵ Voir, Granger (1969).

(Vectorielle Autorégressive) dont les seules contraintes sont celles du choix des variables et du nombre de retards. La spécification VAR - généralisation des modèles autorégressifs, constitue le point de départ pour de nombreuses études empiriques sur la transmission de la politique monétaire. Ainsi, Christiano, Eichenbaum et Evans (1999) et Leeper, Sims et Zha (1998) ont analysé les mécanismes de transmission de la politique monétaire aux Etats Unis à partir de cet article fondateur. A cet égard, la représentation VAR se révèle particulièrement pertinente pour l'analyse des chocs monétaires car elle permet de distinguer les différents effets d'un choc monétaire spécifique.

L'adoption de l'euro a ouvert de forts débats sur la manière dans laquelle une politique monétaire commune pourrait être efficacement mise en place par les participants à l'union. Lors de ces discussions, trois conditions nécessaires ont été formulées sans causer des frictions entre les pays membres de l'union (Roubini et Grilli, 1995). Tout d'abord, les pays souhaitant rejoindre l'union sont tenus à respecter les critères formellement établis par le traité de Maastricht³ parmi lesquels, la stabilité des prix représente aussi un critère primordial de la Banque Centrale Européenne. La synchronisation des cycles économiques entre les participants à l'union constitue la deuxième condition. Par ailleurs, afin de cadrer une politique monétaire unique efficace, la transmission de la politique monétaire devrait s'opérer d'une façon similaire dans les pays appartenant à l'union. De ce point de vue, l'étude de la transmission des chocs monétaires dans les huit

³ La ratification par les chefs d'Etat de l'UE du traité de Maastricht en décembre 1991 a rendu crédible l'idée d'une intégration monétaire européenne à l'horizon d'une décennie. Lors de cet événement historique, les analyses empiriques fondées sur des modèles VARs concernant la similarité de transmission de la politique monétaire au sein de l'union, se sont multipliées.

nouveaux entrants, se révèle essentielle dans la perspective de leur intégration dans l'union monétaire. Au niveau empirique, nous utilisons à cet effet un modèle dynamique de type VAR.

Dans la littérature, il y a deux principales directions de recherche empiriques reposant sur des modèles VARs : la première cherchant à identifier la nature des chocs d'offre et de demande et à mesurer le degré d'asymétrie de ces chocs entre pays et la seconde, s'appuyant sur l'identification des asymétries potentielles dans la transmission des chocs monétaires entre les membres de l'union.

Se situant à l'origine de la première approche, le travail de Blanchard et Quah (1989) propose un procédé d'autorégression vectorielle bivariée (VAR) afin de séparer les chocs de réponses aux chocs et d'identifier les origines de ceux-ci (les chocs d'offre et de demande). Bayoumi et Eichengreen (1993, 1996) reprennent cet outil afin d'évaluer les similarités des cycles économiques et d'identifier les pays européens⁴ dont les coûts d'une politique monétaire commune devraient être bas. Ultérieurement, la problématique des asymétries entre les anciens et les nouveaux membres de l'UE, a été examinée dans d'autres articles tels que ceux de Frenkel, Nickel et Schmidt (1999), Boone et Maurel (1999a), Bénassy-Quéré et Lahrèche-Révil (2000), Fidrmuc et Korhonen (2001), Frenkel et Nickel (2002), Babetski, Boone et Maurel (2002, 2004), Horvath et Ratfai (2004) en s'appuyant sur les méthodologies de Blanchard et Quah (1989) et de Bayoumi et Eichengreen (1993, 1996). Les analyses économétriques de ces études ont été réalisées sur une période particulièrement courte (de moins de dix ans) fait qui a généralement, rendu les estimations économétriques plus difficiles.

⁴ Voir, Babetski (2004).

La seconde approche se fonde sur l'identification de potentielles asymétries dans la transmission des chocs monétaires entre les membres d'une union. Cette littérature distingue, à son tour, deux groupes principaux de recherches : (i) les modèles ayant une structure commune et (ii) les modèles ne reposant pas sur la même structure⁵ pour analyser les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans différentes économies.

Le premier groupe de travaux, portant sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire en Europe, est plus hétérogène. Il s'agit principalement des travaux s'appuyant sur une modélisation de type SVAR (Structural Vector Autorégression) qui impose les mêmes schémas d'identification des chocs monétaires au niveau de chaque pays, en dépit de leur régimes de changes/de politique monétaire : Gerlach et Smets (1995), Barran, Coudert et Mojon (1996), Ehrmann (1998); Ramaswamy et Sloek (1998), Cecchetti et Rich (1999), Kim et Roubini (2000), Peersman et Smets (2003) etc..

D'autres articles développent des modèles divers : des modèles structurels de taille réduite avec une structure commune (Britton et Whitley (1997)); des modèles de taille plus large (ex : IMF (1996)), des divers équations prévisionnelles dérivées des modèles SVAR petits ou plus élargies afin d'estimer l'impact de la politique monétaire sur la production (ex : Dornbusch, Favero et Giavazzi, 1998)⁶. L'objet de ces recherches est de fournir des estimations plausibles sur les effets

⁵ Les modèles n'ayant nécessairement pas la même structure viennent du projet de BIS (Bank of International Settlements, 1995). Il s'agit de modèles macroéconométriques traditionnels estimés pour les pays industrialisés qui sont sujets à un certain nombre de critiques : approche dénuée de bases théoriques consistantes rendant difficile l'interprétation économiques des résultats, limitations au plan statistique etc.. Voir, Guiso et al. (2000).

⁶ Voir Guiso et al. (2000) pour un aperçu de la littérature.

d'un choc de politique monétaire sur d'autres variables macroéconomiques, en utilisant des schèmes d'identification standard comme Christiano, Eichenbaum et Evans (1999) et Eichenbaum et Evans (1995). Nous pouvons citer ici les travaux de Kim et Roubini (1995), Sims et Zha (1998), Cecchetti (1999), Cléments, Kontolemis et Levy (2001), Peersman et Smets (2003), Mojon et Peersman (2003).

Les incontestables réussites des formulations VARs n'ont toutefois pas empêché l'émergence d'un certain nombre de critiques. Les limitations de cette approche visent essentiellement le fait qu'elle reste dénuée de bases théoriques, et que ses coefficients sont dépourvus d'une véritable interprétation économique. Même les plus récents modèles structurels demeurent sujets à des limitations au plan statistique. A cet égard, Amato et Gerlach (2001) et Elbourne et Haan (2005) notent que les modèles structurels de taille réduite reposent sur des hypothèses d'identification encore plus exigeantes que celles sur lesquelles s'appuient le procédé d'autorégression vectorielle bivariée classique. Par ailleurs, comme le souligne Ganeev et al. (2002), l'emploi des modèles théoriques bâtis sur des hypothèses néo-classiques peut s'avérer assez hasardeux dans le contexte des économies en transition.

La modélisation VAR a été relativement peu appliquée aux PECO jusqu'à présent. L'absence des séries temporelles suffisamment longues ainsi que, l'instabilité accrue due au processus de transition vers l'économie de marché ont été désignées comme les principaux obstacles à la construction d'études empiriques sur les PECO. La plupart de ces études se sont initialement concentrées sur l'analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire à l'aide d'un modèle VAR relative à un ou deux pays en particulier, ou sur d'autres approches

économétriques. Plus récemment, seuls trois articles se sont focalisés sur une analyse comparative des mécanismes de transmission de la politique monétaire : Ganev et al. (2002), Créel et Levasseur (2005) et Elbourne et J. de Haan (2005).

Les études sur la transmission de la politique monétaire dans ces pays peuvent alors être groupées dans *quatre directions de recherche* en fonction des méthodologies utilisées à cet égard. Plus précisément, on peut distinguer : (i) une approche descriptive ou fondée sur des analyses comparatives, telle que celle de Babich (2001) et Vetlov (2000) pour la Lituanie, (ii) une approche VAR avec différentes variations de techniques économétriques : les modèles VECM (Vector Error Correction Models), la décomposition de la variance, la recherche du sens de causalité entre les variables macroéconomiques nécessaires à une formulation correcte de la politique économique telle que, le test de causalité au sens de Granger, comme dans Izak (1998) pour la République Tchèque, Nenovski et Hristov (1999) pour la Bulgarie, Arvai et Menczel (2000) et Hamecz (2001) pour la Hongrie, Sarajevs (2000) pour la Lettonie, Vetlov (2000) pour la Lituanie, Maliszewski (1999), Christoffersen, Slok et Wescott (2001), Gottschalk et Moore (2001) et Borowski et al. (2002) pour la Pologne, Pelinescu et Scutaru (2000a et 2000b) et Botel (2002) pour la Roumanie et Kuijs (2002) pour la Slovaquie.

Par ailleurs, Horska (2001) et Maliszewski (2002) se penchent à leur tour, sur une comparaison des mécanismes de transmission de politique monétaire entre la Pologne et la République Tchèque; (iii) une approche structurelle, avec des modèles macroéconométriques de taille réduite tels que ceux de Pikkani (2001) pour l'Estonie ou Delakorda (2000) pour la Slovénie, (iiii) une approche

structurelle plus élargie reposant sur plusieurs équations structurelles - les recherches combinées de Lättemäe (2001) et Pikkani (2001) pour l'Estonie. Il convient de préciser néanmoins que ces dernières ont connu un certain nombre de critiques (l'absence des séries temporelles suffisamment longues, le nombre assez réduit des équations à estimer ...).

Les recherches sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire à travers trois canaux monétaires (le canal du taux d'intérêt, le canal du taux de change et celui de crédit) nous révèlent un certain nombre de particularités intéressantes pour les Pays Baltes⁷. A l'aide de différentes méthodologies (comme les équations structurelles de Pikkani (2001) pour l'Estonie ou une approche narrative comme dans Babich (2001) et Vetlov (2001) pour la Lettonie et la Lituanie), ces études mettent en lumière un canal de taux d'intérêt particulièrement actif. En Lettonie et Estonie, les taux d'intérêt des deux banques centrales ont un impact direct sur les taux d'intérêt pratiqués pour le crédit domestique. Dans le cas de la Lituanie, cette caractéristique demeure toujours valable, mais avec une significativité moindre. Pour la Lituanie, l'étude explique cette perte de significativité par une concentration élevée du secteur bancaire qui implique un niveau de concurrence particulièrement faible entre les banques.

Par ailleurs, le canal du crédit apparaît spécialement actif dans les cas de l'Estonie et la Lettonie et moins important pour la Lituanie. En ce qui concerne le canal du taux de change, il est puissant dans le cas de la Lituanie tandis que, pour la Lettonie, il semble être non-significatif⁸. Une explication possible de ces résultats pourrait être due, selon l'auteur, à la monnaie d'ancrage et aux relations

⁷ Il s'agit des recherches réalisées par Sarajevs (2000), Vetlov (2000), Babich (2001) et Pikkani (2001).

⁸ Dans le cas de l'Estonie ce canal n'est pas analysé.

commerciales de ces pays. A cet égard la Lituanie, qui a opté pour un ancrage avec le dollar jusqu'en 2002, et qui réalise une grande partie de ces échanges commerciaux avec la Russie, a le canal du taux de change particulièrement actif, puisque ses prix d'exportation/importation sont affectés d'un côté, par les fluctuations du rouble et d'autre part, par le taux de change euro/dollar. Concernant la Lettonie et l'Estonie, les effets de transmission de la politique monétaire sur la sphère réelle à travers ces canaux apparaissent moins significatifs.

Arvai et Menczel (2000) se concentrent à leur tour, sur l'importance du canal du taux d'intérêt. Ils mettent en lumière une relation statistiquement significative entre les taux du marché monétaire et ceux des banques domestiques et un lien moins important entre les taux d'intérêt et la demande/offre agrégée. Le travail de Hamecz (2001) souligne l'incapacité de trouver une relation significative entre les taux d'intérêt et la demande globale. La faiblesse du canal du taux d'intérêt est attribuée par l'auteur à la taille relativement petite de l'échantillon. Pour Hamecz (2001) la réactivité du canal du taux de change devient moins claire pour les autorités monétaires hongroises après l'ancrage à l'euro survenu en octobre 2001. En revanche, Maliszewski (2002) signale que le canal du taux de change demeure puissant dans le cas de la République Tchèque et de la Pologne. Sa recherche repose sur une forme structurelle de la modélisation VAR (SVAR) dans une optique bayésienne qui distingue deux sous - périodes en terme de régimes monétaires homogènes: les régimes d'avant et d'après l'introduction des politiques de ciblage d'inflation. Les variables utilisées sont le taux d'intérêt, le taux de change, les prix à la consommation et la production industrielle. Dans son étude, le canal du taux d'intérêt semble devenir plus actif après l'entrée en vigueur du ciblage de l'inflation. Dans la même lignée, Kuijs (2002) souligne le rôle du

canal du taux de change pour la Slovaquie. A l'aide de la représentation structurelle VAR qui inclut six variables endogènes et quatre variables exogènes, il montre que, les variables de taux d'intérêt et de la masse monétaire (M2) n'ont pas un effet direct sur les prix, mais elles ont un impact indirect – via l'impact du taux d'intérêt sur la production et l'impact de M2 sur les coûts unitaires de travail.

Les études portant seulement sur la Pologne met en relief à leur tour, un canal de taux de change plus fort que celui du taux d'intérêt, notamment en ce qui concerne leur impact sur la sphère réelle. A l'aide de données de production industrielle, de prix à la consommation, de taux d'intérêt (taux du marché monétaire) et de taux de change, Maliszewski (1999) montre que, le taux du marché monétaire à un pouvoir prédictif assez limité sur la production industrielle et l'inflation. S'agissant de l'inflation, le pouvoir prédictif du taux de change est en revanche très significatif.

Des études similaires ont été réalisées en utilisant un nombre plus large des variables. En effet, Gottschalk et Moore (2001) utilisent cinq variables - taux de change nominal effectif, le taux du bons de trésor, la production industrielle, l'indice de prix à la consommation et la production industrielle de l'Allemagne. Ces auteurs remarquent que, les prix réagissent assez rapidement à un choc de taux de change, d'habitude avant un an. Un choc de taux d'intérêt a également l'effet attendu sur le niveau des prix avec toutefois, une perte de significativité. Un résultat similaire est obtenu par Botel (2002) dans le cas de la Roumanie, un choc de taux d'intérêt ayant un impact moins significatif sur le taux de change et l'inflation. En revanche, le canal du taux de change apparaît plus puissant s'agissant de l'effet sur les prix. Pelinescu et Scutaru (2000a et 2000b) étudient la transmission de la politique monétaire à travers les canaux de taux d'intérêt et

celui de crédit à l'aide d'un modèle VAR-VECM, pour la Roumanie. Leur résultats suggèrent que le taux central affecte d'une manière importante les autres taux bancaires pour la période d'avant 1997, cet effet devenant moins significatif par la suite à cause de contraintes de liquidités des banques domestiques. Les deux canaux semblent ne pas affecter d'une manière significative la sphère réelle (l'inflation et la production) à long terme. Izak (1998) examine dans le cadre de la modélisation VAR, les mécanismes de transmission de la politique monétaire à travers le canal du taux d'intérêt (le taux de prêt) dans le cas de la République Tchèque. Son analyse sur une période allant de 1993 à 1997, met en évidence d'abord, une relation de causalité au sens de Granger, de taux pratiqués par la banque centrale vers les taux du marché monétaire, le nombre de retards trouvés étant faible. L'étude révèle ultérieurement l'existence de relations de cointégration entre le taux du marché monétaire et les taux d'intérêt pratiqués par les banques. Il analyse aussi les relations entre les taux d'intérêt et le volume de crédits et d'investissements observant un signe négatif entre ceux-ci, sans qu'il soit toutefois, significatif au plan statistique. Finalement, il cherche à estimer l'impact du volume de crédit sur la production industrielle et remarque l'absence de relations de cointégration entre ces deux types de séries. Nenovski et Hristov (1999) étudient les liens entre les variables de la sphère réelle et celle monétaire à l'aide de données de prix à la consommation, de production industrielle, de taux d'intérêt et de taux de change. L'une des techniques économétriques utilisées repose sur l'estimation d'un modèle VAR non contraint et sur la décomposition de la variance. Les résultats de leur estimations suggèrent une relation fortement négative entre les variables de la sphère réelle et celles monétaires durant le régime de flottement libre adopté par la Bulgarie jusqu'en juillet 1997.

2. 2 Un modèle VAR pour les PECO

Durant la période 1994 – 2004, les pays de l'Europe Centrale et Orientales se sont confrontés à des changements essentiels dans le cadre de leur régime de change et/ou de politique monétaire. En effet, la plupart de ceux-ci sont passés de régime de change fixe (caractéristiques généralement à la période de transition) à des régimes de change plus souples et d'autre part d'une politique dite « de base monétaire » à un objectif de ciblage de l'inflation¹⁰. Par ailleurs, les politiques de changes adoptées au cours de cette période ont été susceptibles d'influencer les canaux de transmission de la politique monétaire : sous un régime de change quasi-fixe, par exemple, l'accroissement des flux de capitaux induit des interventions de stérilisation sur le marché des changes de la part des banques centrales ayant pour but d'absorber l'excès de liquidité du secteur bancaire. En effet, confrontés à un surplus de liquidité, les banques ont la possibilité de pratiquer leur propre politique de taux d'intérêt indépendamment de celle pratiquée par la banque centrale. Elles peuvent ainsi opter pour un taux bas afin de gagner des parts de marché. De telles pressions sont en mesure d'engendrer un déplacement vers des régimes de change plus souples et mettent en exergue le rôle du canal du taux de change dans la transmission de la politique monétaire et à celui de crédit afin de diminuer l'excès potentiel de liquidité du secteur bancaire. Il convient de noter qu'après le début de la période de transition, les banques

¹⁰ Notons que ces modifications sont interdépendantes (un régime de change fixe s'associe d'habitude à des objectifs de stabilisation des prix) et peuvent être justifiées par différents aspects: des facteurs spécifiques à la situation macroéconomique de chaque pays, des afflux de capitaux spéculatifs etc..

centrales des pays candidates à l'UE, ont procédé à une harmonisation de leur instruments de politique monétaire en accord avec leurs partenaires occidentaux, dans la perspective de futures membres du Système Européen des Banques Centrales. En intégrant l'UE en mai 2004, les nouveaux entrants sont devenus *ipso facto* membres du SEBC, mais ils ne participent pas aux décisions concernant la politique monétaire de la zone euro.

Cette section a pour objectif de présenter la spécification générale du modèle VAR retenu et les sources de données macroéconomiques utilisées. L'instabilité de l'hypothèse de cointégration et quelques aspects techniques sont traitées dans une seconde étape.

2.2.1 La représentation VAR et les aspects méthodologiques

Notre analyse empirique porte sur huit pays de l'Europe Centrale et de l'Est. Plus précisément, il s'agit de l'Estonie, la Lituanie, la Lettonie, la Hongrie, la Pologne, la République Tchèque, la Slovaquie et la Slovénie¹⁰. Nous proposons d'analyser empiriquement la dynamique de transmission de la politique monétaire pour les pays énumérés précédemment à partir d'un modèle VAR ayant la forme suivante :

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + B(L)X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où Y_t est le vecteur des variables endogènes, X_t est le vecteur des variables exogènes et ε_t le vecteur des erreurs, normalement distribuées. Dans la même lignée que Peersman et Smets (2003), le vecteur des variables endogènes Y_t inclut des données mensuelles de production industrielle (y_t), de prix à la consommation (p_t), de taux d'intérêt nominal (r_t), de taux de change (e_t)¹¹, d'agrégat monétaire (m_t) ou de crédit domestique (dc_t) sur une période s'étalant de janvier 1995 à mai 2004. Ces deux dernières variables quantitatives sont incluses alternativement dans l'ensemble des variables endogènes et nous révèlent le rôle qu'elles jouent dans de divers stratégies de politique monétaire¹². L'inclusion de l'agrégat monétaire - M2

¹⁰ Parmi ceux-ci, la Slovénie rejoindra les pays participants à la zone euro en janvier 2007.

¹¹ Le taux de change utilisé est coté à l'incertain (1 euro ou 1 dollar pour X unités de monnaie nationale des pays considérés) ce qui implique qu'une augmentation (diminution) du taux de change signifie que la devise du pays considéré se déprécie (s'apprécie).

¹² Plus précisément, il s'agit de l'intervalle compris entre la période de transition et jusqu'à l'adoption de politiques de ciblage d'inflation. Ajoutons que les politiques de ciblage d'inflation ont été mise en place surtout après 1998 et ont eu pour but de faire converger le rythme de l'inflation vers celui des anciens membres de l'UE.

nous permet de discriminer les chocs d'offre de monnaie de celle de demande de monnaie, tandis que l'intégration de la variable de crédit domestique permet d'évaluer son rôle dans la transmission de la politique monétaire. Le taux de change employé renvoie au taux de change bilatéral avec l'euro. Le taux d'intérêt utilisé est celui du marché monétaire (taux interbancaire à trois mois). Notons toutefois quelques exceptions : en l'absence de données suffisantes, le taux du marché monétaire a été remplacé par le taux de dépôt dans le cas de la Slovaquie. Dans les modèles proposés, la manière dont nous introduisons le taux de change avec la monnaie de référence dépend du régime de change de chaque pays. En effet, pour les pays ayant un régime de change flottant, le taux de change nominal entre dans les estimations d'une manière endogène. Dans le cas de l'Estonie et de la Lituanie qui ont des régimes de change fixes (régime de caisse d'émission ou *currency board*), l'inclusion du taux de change avec la monnaie de référence (*le deutschemark/l'euro* pour l'Estonie et *le dollar* pour la Lituanie jusqu'au fin 2001) s'effectue de façon exogène. Dans sa forme générale, le vecteur des variables exogènes inclut dans l'ordre : le taux d'intérêt interbancaire des pays participant à l'euro (r_t^{ZE}), la production industrielle de l'UE à 15 (y_t^{UE}) et un indice harmonisé des prix de matières premières (hcp_t)¹².

$$X_t = [r_t^{ZE} \ y_t^{UE} \ hcp_t] \quad (2)$$

L'intégration des trois variables exogènes a pour but de modéliser d'une part, la contrainte extérieure qui pèse sur ces pays, en soulignant ainsi leur intégration croissante à la zone euro et leur exposition à différents chocs d'offre et d'autre

¹² Nous avons réalisé des estimations qui intègrent parmi les variables exogènes, le taux de change nominal euro/dollar. Les résultats de ces estimations (qui ne sont pas rapportées dans le chapitre), n'apportent pas des différences essentielles à ceux présentés dans les annexes.

part, de résoudre les bien connus *price puzzles*¹³. En prenant ces variables comme exogènes, nous considérons qu'il n'y a pas de feedback de variables endogènes pris en compte aux variables exogènes, c'est-à-dire, il n'y a pas d'influence de petits pays sur le grand ce qui renvoie à une hypothèse classique des modèles en économie ouverte. En outre, l'intégration du taux de change d'une manière exogène dans le cas des pays en régimes de caisse d'émission vient mettre en évidence une forme supplémentaire de contrainte extérieure. Les variables exogènes entrent dans les estimations d'une manière contemporaine.

S'agissant du vecteur de variables endogènes, nous exposons dans la suite deux modèles. Dans le premier modèle, le vecteur des variables endogènes (Y_t) contient la production industrielle (y_t), l'indice de prix à la consommation (p_t), le taux d'intérêt nominal (r_t) et le taux de change nominal (e_t) comme suit :

$$Y_t = [y_t \ p_t \ r_t \ e_t] \quad (3)$$

Il convient de préciser que la variable y_t représente « l'output gap » calculé comme la différence entre la série actuelle et le filtre HP. La première équation du modèle correspond donc à une courbe IS standard, la deuxième à la courbe de Phillips, la troisième équation à une fonction de réaction des autorités monétaires et la quatrième à une condition liés à l'équilibre extérieur.

Le deuxième modèle, à part les quatre variables endogènes présentées précédemment, inclut également l'agrégat monétaire M2 (m_t) ou le crédit domestique (dc_t). L'inclusion de l'agrégat monétaire ou du crédit domestique (notamment, pour les pays en changes flexibles) souligne la courbe LM qui dépend du taux d'intérêt nominal, tandis que la demande des biens et services qui indique la courbe IS, dépend du taux d'intérêt réel. Il en résulte que « l'output

¹³ Voir les annexes pour plus d'explications à ce sujet.

gap », qui est déterminé par le modèle keynésien IS-LM, dépendra positivement du taux d'inflation attendue. En d'autres termes, pour tout niveau d'inflation, nous pouvons exprimer les deux courbes (IS et LM) en fonction de taux d'intérêt nominal. Si le taux d'inflation augmente, alors tout niveau du taux d'intérêt nominal correspondra à un niveau plus bas du taux d'intérêt réel, ce qui soutient la demande agrégée et déplace la courbe IS vers la droite. Rappelons que les deux variables sont incluses alternativement dans le modèle et révèlent dans l'ensemble des variables endogènes, le rôle de différentes stratégies de politique monétaire pour les pays étudiés. Par conséquent, le vecteur des variables endogènes devient :

$$Y'_t = [y_t \ p_t \ r_t \ e_t \ m_t/dc_t] \quad (4)$$

Avant de passer à la présentation des sources de données et des particularités des estimations, il convient de souligner les effets généralement attendus à la suite des chocs monétaires grâce aux modèles VAR exposés précédemment. En effet, si l'on suppose que les agents ont des anticipations rationnelles, les variations anticipées de la monnaie ne produisent théoriquement pas d'effet réel : elles sont neutres¹. Dans le contexte de la neutralité de long terme de la monnaie, une augmentation du taux d'intérêt doit correspondre à une réduction temporaire du produit et une diminution graduelle mais persistante des prix. Ces résultats sont notamment mis en évidence dans les travaux de Peersman et Smets (2003) et Kim et Roubini (2000) pour la zone euro, Christiano et al. (1997) pour les Etats-Unis.. Si l'on se

¹ Il peut néanmoins y avoir de la non neutralité de long terme de la monnaie, pour ses variations non-anticipées, si les prix sont rigides. Cependant, la rigidité des prix n'est pas une condition nécessaire à la non neutralité pour tous les auteurs. Certains auteurs, comme Bernanke (1988) montre différents développements où des prix rigides sont compatibles avec un effet réel de la politique monétaire.

situé dans une perspective keynésienne traditionnelle, le canal du taux d'intérêt nominal réagit de la façon suivante: une hausse inattendue du taux d'intérêt nominal réduit l'offre de monnaie et accroît le taux d'intérêt réel, en réduisant la demande globale et à sa suite le niveau général des prix.

Bien que le modèle IS-LM apparaisse aujourd'hui assez désuet par rapport aux développements théoriques récents qui l'ont suivi, l'interprétation des effets des chocs monétaires qu'il avance, sert encore de référence. En effet, en cas de resserrement monétaire ou de contraction des réserves bancaires, les banques peuvent réagir en augmentant leur demande de dépôts non-soumis à réserves obligatoires, certificat de dépôt ou dépôts à terme, ou bien en recourant à un renchérissement des titres, d'où un renchérissement des taux d'intérêt qui induisent une diminution de l'investissement et freinent l'activité. Cette inflexion de la politique monétaire concerne cependant seulement le passif, tandis que l'actif n'est pas affecté. Cette hypothèse (appelée couramment « money channel ») est remise en cause par le canal du crédit. A cet égard, Bernanke et Blinder (1988) observent que le modèle IS-LM traditionnel n'intègre que deux actifs : la monnaie et les titres. Ils incorporent alors un marché de crédit, en plus du marché des titres, et montrent que les réactions habituelles sont modifiées. Le canal de crédit, va donc transmettre le resserrement monétaire par le biais de la hausse des taux de crédit ou de la réduction du volume des prêts à la clientèle et de la détérioration de la situation nette des emprunteurs.

2.2.2 Sources de données

Notre démarche empirique prend en compte la période allant de 1995 à 2004 : 04, et des données mensuelles qui rassemblent 112 observations. Afin de construire une base de données homogène, nous avons utilisé seulement deux bases de données. Ainsi, la plupart des données macroéconomiques proviennent de la base de données du FMI (*IFS – International Financial Statistics*) hormis celles de la production industrielle pour la zone euro, pour la Lettonie et pour la Lituanie et celles du taux de change par rapport à l'euro qui ont été extraites d'*Eurostat*. Les modèles VARs ont été estimés à l'aide de données de production industrielle, de prix à la consommation, de taux d'intérêt, de taux de change nominal, de crédit domestique, d'agrégat monétaire (M2) et d'un indice large de prix des matières premières. Notons qu'en l'absence de données suffisantes, le taux du marché monétaire a été remplacé par le taux du dépôt dans le cas de la Slovaquie. Notre objectif a été de construire une base de données homogènes. Par ailleurs, le choix de l'année 1995 - comme année de départ, présente l'avantage de réaliser des estimations qui ne prennent pas en compte les années instables de la transition susceptibles de biaiser les régressions.

2.2.3 L'hypothèse de cointégration

Il est bien connu que l'estimation d'un modèle VAR suppose que, les variables endogènes sont *a priori* stationnaires (sans saisonnalité et sans tendance) afin d'éviter le risque des régressions fallacieuses. L'étude des propriétés statistiques des données se révèle donc essentielle pour la méthodologie économétrique à retenir. En effet, les tests traditionnels de racine unitaire (Dickey-Fuller Augmenté

et Kwiatovski – Phillips - Schmidt - Shin¹⁴) sont appliqués afin d'étudier les propriétés de nos séries. A quelques rares exceptions, les résultats viennent souligner la non – stationnarité des variables explicatives. Il est à noter que, certaines séries présentent des racines unitaires ou sont faiblement stationnaires (au seuil de 10%) même en différence première ce qui nous dévoile la présence des processus intégrés d'ordre 2 (voir annexe 1). Par ailleurs, le fait que les séries chronologiques ne sont pas intégrées de même ordre met en question la pertinence de l'hypothèse de cointégration dans ce contexte¹⁵. Au-delà de la présence des séries explicatives n'ayant pas le même degré d'intégration (des $I(0)$, $I(1)$ ou $I(2)$), on peut également se questionner sur la signification économique de cette notion (c'est-à-dire, de l'existence de relations de long terme entre les variables macroéconomiques considérées) sur des périodes qui ne dépassent pas une dizaine d'années. Toutefois, avec un échantillon contenant plus d'une centaine d'observations en fréquence mensuelle, il est possible de tester la cointégration à l'aide du test de Johansen afin de déterminer l'existence des vecteurs de cointégration significatifs du point de vue statistique. A cet égard, le tableau 1.2, en annexe 1 expose les résultats des tests de la trace et de « max eigenvalue » qui

¹⁴ Le test de Dickey - Fuller Augmenté (ADF) est le plus fréquemment utilisé dans les études empiriques afin de tester la stationnarité des séries (il postule d'ailleurs la non- stationnarité de la série temporelle sous l'hypothèse nulle H_0). Par ailleurs, le KPSS test qui postule, contrairement à l'ADF test, la stationnarité de la série sous l'hypothèse nulle, est utilisé afin de confirmer ou d'infirmer les résultats du test ADF.

¹⁵ Notons qu'un modèle à correction d'erreur (ECM) n'apparaît pas adapté dans notre cadre. En effet, conformément au théorème de la représentation de Granger toutes les séries cointégrées (ayant le même degré d'intégration) peuvent être représentées par un ECM.

nous indiquent que nous pouvons retenir systématiquement au moins un vecteur de cointégration au seuil de 5%¹⁶. Puisque les résultats des tests ADF et KPSS viennent infirmer la robustesse de l'hypothèse de cointégration (les séries ayant différents degrés d'intégration), tandis que, ceux mis en avant par le test de Johansen confirment la présence (au moins) d'un seul vecteur de cointégration, nous proposons d'évaluer la robustesse de la représentation VAR en niveau¹⁷ en étudiant la stabilité des fonctions de réponse sur différentes périodes (la période d'ensemble et d'autres sous-échantillons) correspondant aux changements dans les régimes de change/de politique monétaire. Dans une seconde étape, afin de s'affranchir de l'hypothèse controversée d'existence de relations de long terme entre les variables macroéconomiques examinées qui s'avère ne pas être particulièrement adaptée à notre cas, nous proposons de retrancher les variables différenciées (à l'exception des taux d'intérêt) de leur tendances, calculées à l'aide du filtre de Hodrick - Prescott – le paramètre de lissage, pour les données en fréquence mensuelle, étant établi à $\lambda = 14400$. Notons que la même procédure est appliquée aux taux d'intérêt en niveau. Cette particularité méthodologique présente l'avantage de procéder à des régressions fiables à partir de variables $I(0)$,

¹⁶ Notons qu'il y a plusieurs études s'interrogeant sur la robustesse des tests de cointégration. Dans ce sens, les travaux de Sephton et Larsen (1991) et de Barkoulas et Baum (1997) ont souligné la fragilité des résultats bâtis sur des tests de cointégration. Les arguments mis en avant sont ceux liés à l'instabilité temporelle des statistiques de trace et du problème de *biais de petit échantillon* dont, selon eux, souffre le test, conduisant ainsi, à un rejet excessif de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Barkoulas et Baum (1997) proposent donc une procédure destinée à corriger ce biais sous la forme d'un test *forward récursif*.

¹⁷ L'estimation d'un modèle VAR en niveau est motivé par l'existence d'au moins, un vecteur de cointégration conformément aux statistiques mis en avant par le test de Johansen.

sans craindre de régressions fallacieuses, ni recourir à l'hypothèse de cointégration dont nous avons souligné la fragilité.

2. 2.4 Particularités des estimations

Quelques questions techniques sont traitées dans cette sous-section. Une première question vient signaler la procédure choisie pour analyser les chocs. A cet égard, nous utilisons une identification récursive à la Choleski qui apparaît mieux adaptée qu'une approche non – récursive à l'image de celle adoptée par Kim et Roubini (2000) qui analysent la transmission de la politique monétaire dans les pays industrialisés (pays du G7) sur une période allant de mi-1974 à fin-1992. En effet, une factorisation structurelle¹⁸ s'avère moins appropriée dans ce cadre, caractérisé par une période sensiblement plus courte, et par un échantillon des pays dont il n'est pas certain que leur environnement macroéconomique s'inscrive encore tout à fait dans les canons de la théorie néo-classique. Par conséquent, la transmission des chocs de politique monétaire est identifiée à l'aide de la décomposition usitée, de Choleski, avec les variables endogènes ordonnées comme dans (3) et (4). Il convient d'ajouter que l'ordre désigné des variables endogènes met en évidence des hypothèses traditionnelles sur l'impact à court terme des chocs monétaires sur la sphère réelle.

Afin de déterminer le nombre des décalages (retards) que la représentation VAR exige pour les variables endogènes, trois critères statistiques traditionnels sont pris

¹⁸ La factorisation structurelle est généralement, employée dans le cadre de la représentation VAR ayant une forme structurelle (*SVAR - Structural Vector Autoregressive*).

en compte : les critères d'Akaike, de Schwartz et d'Hannan - Quinn. Le critère de Schwartz et d'Hannan – Quinn nous indique pour tous les pays de notre échantillon un retard égal à 1, tandis que celui d'Akaike recommande un ou deux retards. Pour maintenir la comparabilité entre les modèles et par conséquent, dans les résultats et pour préserver un nombre plus grand de degrés de liberté, nous allons retenir un seul retard pour les variables endogènes de chaque pays. Finalement, en ce qui concerne les variables exogènes, nous prenons en considération l'hypothèse de transmission immédiate des chocs exogènes à l'économie. Les variables exogènes entreront dans les estimations d'une façon contemporaine, donc sans retard.

2.3 Evaluation de la robustesse des modèles VAR en niveau

L'objectif de cette section est de tester la robustesse des représentations VARs en niveau. Cette démarche est motivée par l'existence d'au moins un vecteur de co-intégration mise en évidence par les tests de Johansen appliqués aux pays étudiés.

2.3.1 La stabilité des fonctions de réponse

Afin de réaliser une meilleure évaluation du modèle de base, nous allons étudier ci-après la stabilité des fonctions des réponses sur différentes périodes, compte tenu également de problèmes de perte de degrés de liberté qui en résultent. A cet effet, la figure 1 présente les fonctions de réponse à un choc de politique monétaire (hausse inattendue du taux d'intérêt) correspondant au modèle (3). Les lignes continues nous indiquent la période d'ensemble (c'est-à-dire, 1995:01 - 2004:04), tandis que les autres renvoient à des sous - périodes à partir de 1996, 1997, 1998,

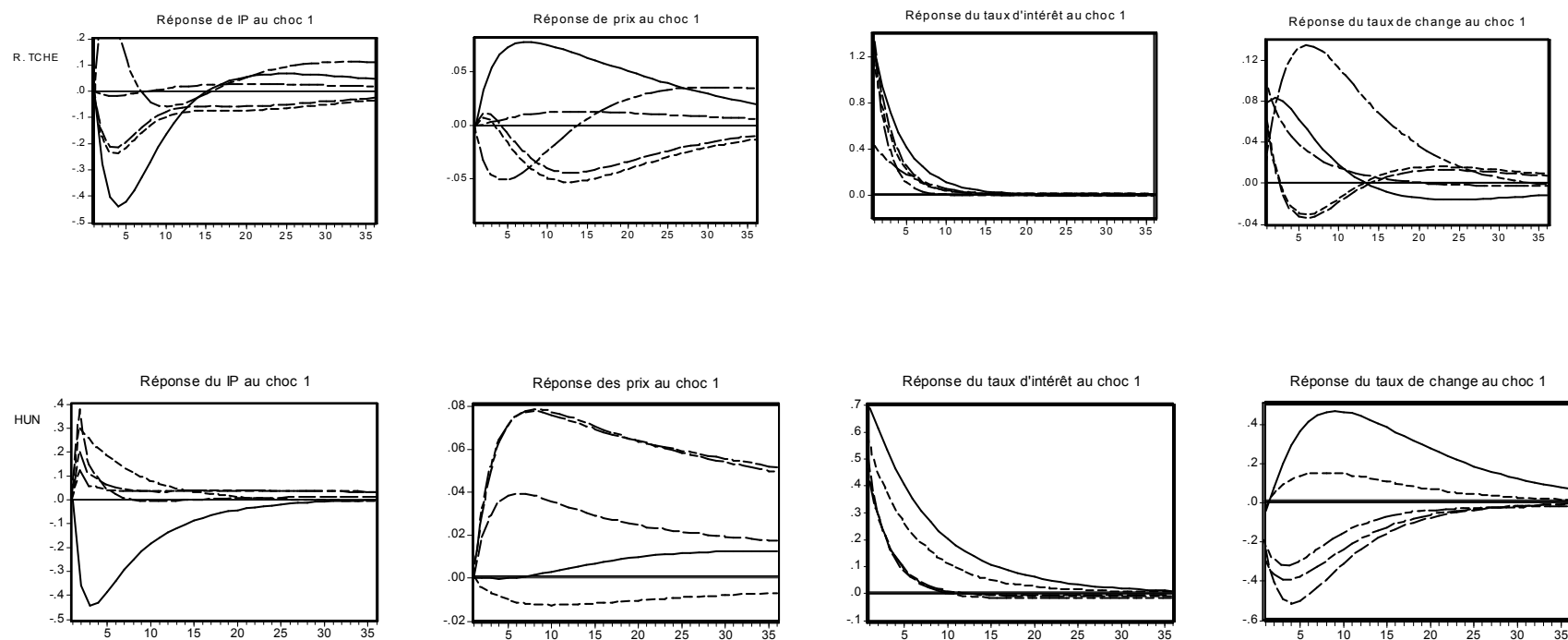
1998:08. Ajoutons que l'analyse se déroule dans tous les cas de figures jusqu'au mai 2004. Les fonctions de réponse graphiquement reproduites ci-dessous viennent nous révéler, dans leur ensemble, la précarité de l'hypothèse de cointégration habituellement retenue. En effet, parmi les huit pays de notre échantillon, quatre (l'Estonie, la Lettonie, la Lituanie et la Slovénie) présentent des fonctions de réponse assez stables durant les périodes étudiées²⁰. Les effets qualitatifs suite à un choc de politique monétaire sont presque similaires durant les périodes examinées (Estonie exceptée s'agissant de la réponse des prix à un choc de taux d'intérêt pour l'échantillon à partir de 1997 où on peut observer des *price puzzles*). On note également quelques différences quantitatives entre les fonctions de réponse sur différentes sous – périodes. Ces différences semblent être peu significatives dans les cas : (i) de la Lituanie en ce qui concerne la réaction de la production industrielle à une déviation positive du taux d'intérêt, entre la période d'ensemble et celle à partir d'août 1998, (ii) de l'Estonie s'agissant de la réaction des prix entre la période d'ensemble et les autres sous - périodes, (iii) de la Slovénie concernant la réaction du produit toujours entre la période d'ensemble et les sous – échantillons à partir de 1996, 1997 et janvier 1998.

En ce qui concerne les autres pays de l'échantillon, l'analyse de la stabilité des fonctions de réponse nous suggère que les problèmes dus aux changements des

²⁰ Il convient de préciser que, dans les cas de la Lituanie et la Lettonie, l'analyse a été réalisée à partir de 1997, ce choix étant motivé par l'absence de données pour les années d'avant. Notons aussi que, trois de ces pays sont en régime de caisse d'émission ou de change fixe avec l'euro, le dollar ou le DTS (Slovénie exceptée).

régimes de change/de politique monétaire doivent être pris en compte. C'est pourquoi, notre démarche empirique ultérieure se focalisera également sur l'étude des fonctions de réponse sur des sous – échantillons correspondant aux régimes de politique monétaire homogènes. De cette analyse seront de fait, exclus, les pays ayant des régime de change fixes : l'Estonie et Lettonie (en régime de caisse d'émission avec l'euro et respectivement, de change fixe avec le DTS).

Figure 1. Fonctions de réponse à un choc de politique monétaire dans les PECO¹⁹ : la République Tchèque et la Hongrie



¹⁹ NB : Les sous-périodes à partir de 1996, 1997, 1998 : 01, 1998 : 08 sont indiquées par : (----), (- - -), (- - - -) et (- - - -). Pour chaque pays de notre échantillon, on a utilisé les abréviations suivantes : R. TCHE = République Tchèque, EST = Estonie, HUN = Hongrie, LET= Lettonie, LIT=Lituanie, POL = Pologne, SLK =Slovaquie et SLV = Slovénie.

Figure 1. Fonctions de réponse à un choc de politique monétaire dans les PECO : la Lettonie et la Pologne

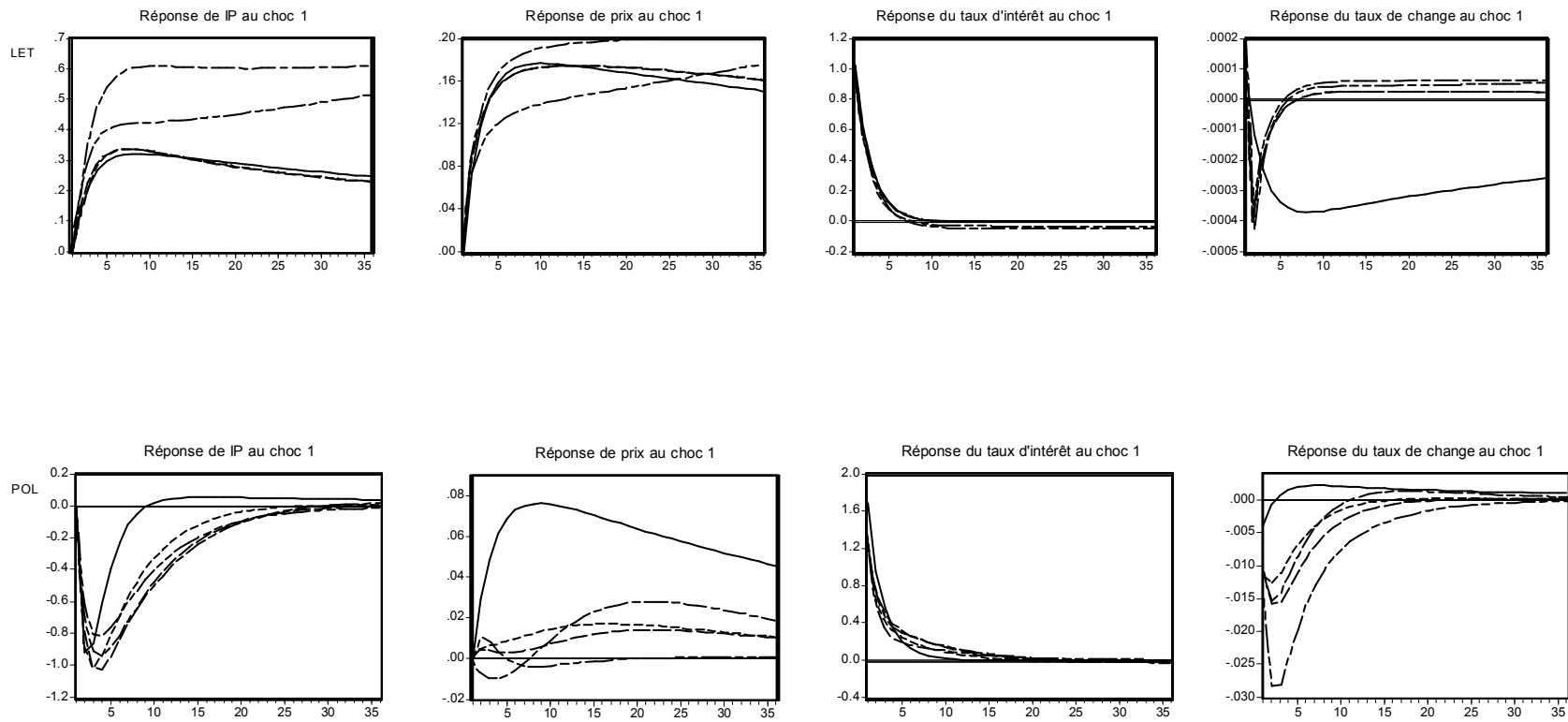


Figure 1. Fonctions de réponse à un choc de politique monétaire dans les PECO : la Slovaquie et la Slovénie

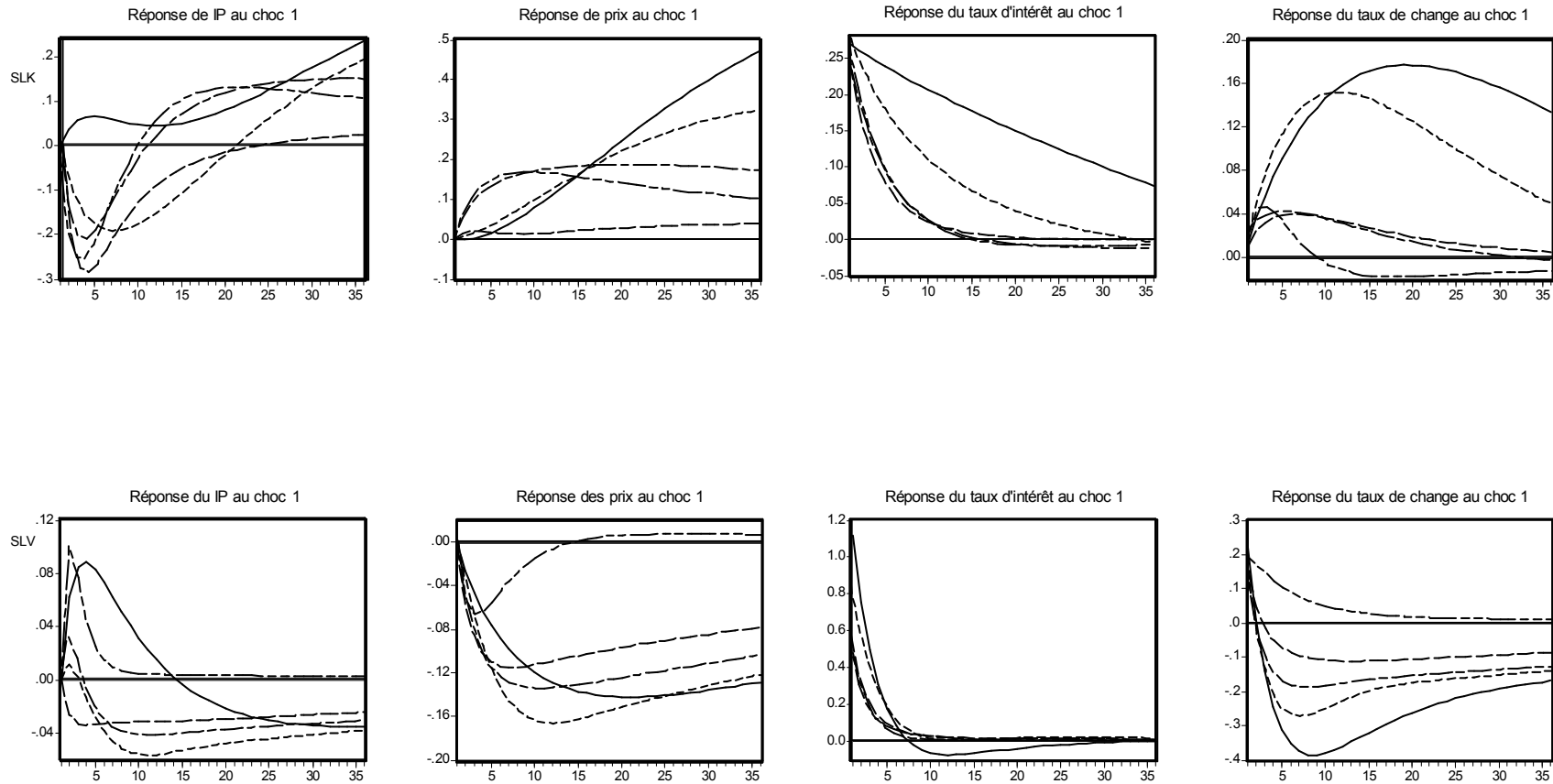
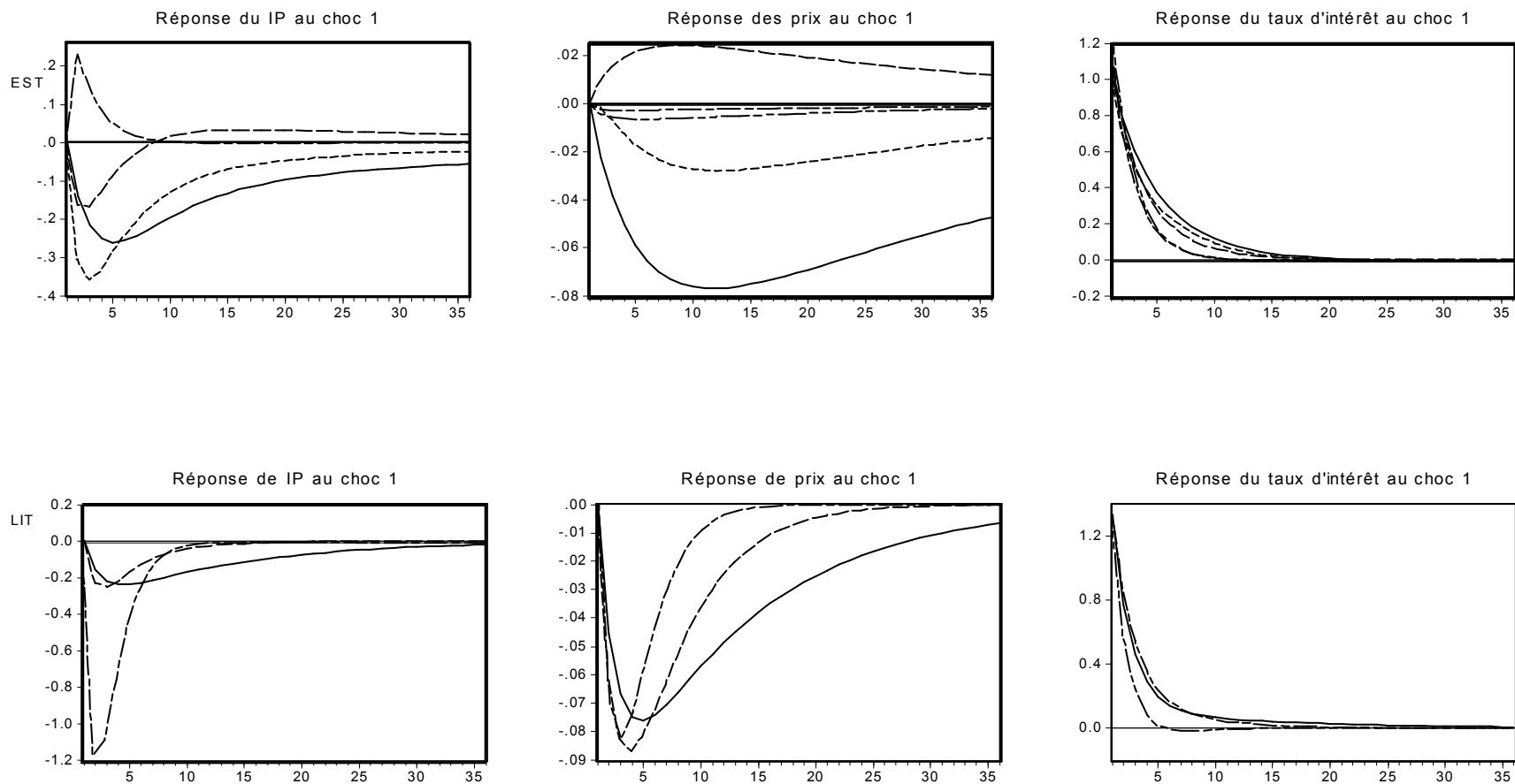


Figure 1. Fonctions de réponse à un choc de politique monétaire dans les PECO : l'Estonie et la Lituanie



2.4 Résultats et commentaires

Dans cette section nous exposons les résultats obtenus à l'aide de la méthodologie qui retranche les variables différenciées (à l'exception des taux d'intérêt) de leur tendances, calculées à l'aide du filtre de Hodrick – Prescott. Cette spécificité méthodologique nous permet d'évaluer les mécanismes de transmission de la politique monétaire pour les huit nouveaux entrants en s'appuyant sur des variables $I(0)$, sans craindre le risque de régressions fallacieuses et sans recourir à l'hypothèse de cointégration dont nous avons souligné la fragilité.

2.4.1 Impact des chocs monétaires : une description d'ensemble

Les graphiques de 2a à 2h, exposés dans l'annexe 2, représentent les fonctions de réponse estimés par les moindres carrés ordinaires (MCO), encadrés par deux courbes représentant les bornes inférieure/supérieure de l'intervalle de confiance de l'estimation (plus ou moins deux écarts types). Notons que, l'analyse d'un choc consiste à mesurer l'impact de la variation d'une innovation sur les autres variables explicatives. Ces courbes nous révèlent ainsi pour chaque pays de l'échantillon les effets d'un choc monétaire d'un écart type sur les autres variables endogènes. Par souci de clarté, nous présentons dans l'annexe 2.4, les fonctions de réponse de nos variables endogènes à un choc de politique monétaire pour le modèle (3) qui n'inclut pas le crédit domestique ou l'agrégat monétaire (M2). Cette démarche nous permet d'observer la mesure dans laquelle l'inclusion des variables quantitatives dans le modèle, affectent la réaction des autres variables de la sphère réelle autant en terme de signe que d'ampleur. Aussi, lorsque les chocs portent sur le taux d'intérêt, le taux de change et le crédit domestique/M2, les

fonctions de réponse présentées dans l'annexe 2.2 sont celles issues des modèle VAR incluant la production industrielle – à cet égard, il convient de préciser que le schéma d'identification alternatif incluant le PIB à la place de la production industrielle conduit à des résultats presque similaires pour les fonctions de réponse des autres variables endogènes: p_t , r_t , e_t , m_t/dc_t autant en terme d'ampleur que pour le signe. Ajoutons que, les fonctions de réponse à un choc sur le crédit domestique proviennent des spécifications incluant le dc_t tandis que celles d'un choc sur M2 sont naturellement déduites des spécifications incluant m_t .

Un premier regard d'ensemble sur les fonctions de réponse des pays de notre échantillon met en lumière quelques enseignements importants. Si on se rapporte aux estimations ayant recours à la production industrielle, les régressions viennent *dans l'ensemble* soutenir un résultat largement répandu de la littérature, celui *de la faiblesse du taux d'intérêt comme canal de transmission de la politique monétaire dans le cas des pays de l'Europe de l'Est*¹, particulièrement en ce qui concerne la sphère réelle (prix et produit). En effet, en accord avec les recherches récentes de Ganey et al. (2002) et Creel et Levasseur (2005) et contrairement à l'étude d'Elbourne et de Haan (2005), nous constatons une hétérogénéité certaine en terme d'ampleur et de signe entre les pays considérés s'agissant de la réaction de la production industrielle. Mais, ces différences ne demeurent pas significatives au plan statistique. En ce qui concerne la réaction des prix, nous observons également un comportement différent au sein de notre échantillon qui pourrait être partagé en deux groupes. Le premier, inclut l'Estonie, la Hongrie, la Pologne et la République

¹ Dans les annexes, nous exposons également les résultats obtenus avec un VAR en niveau.

Tchèque pour lesquels on constate une réaction non – significative (du point de vue statistique) de l’inflation à une hausse inattendue du taux d’intérêt. Pour le second groupe, composé de la Lettonie, de la Lituanie, de la Slovénie et de la Slovaquie, on est confronté à un paradoxe souvent rencontré dans les recherches empiriques sur les modèles VAR, celui du *price puzzle* (augmentation du niveau des prix/accélération du niveau de l’inflation à la suite d’un choc de politique monétaire) mis en avant par les travaux consacrés de Sims (1992) et Eichenbaum (1992). Ces résultats semblent donc refléter des différences majeures avec les membres plus anciens de l’UEM, pour lesquels une hausse de taux d’intérêt engendrait d’un côté une contraction significative et temporaire du produit, et de l’autre, une baisse permanente de l’inflation, ces réactions étant en accord avec les prédictions de la théorie économique (voir Mojon et Peersman, 2003). Puisque ces caractéristiques continuent à demeurer valables au sein de la zone euro, nous sommes alors amenés à souligner l’écart entre les anciens et les nouveaux membres de l’UEM et qu’il reste encore des pas à accomplir pour ces derniers en terme de convergence réelle.

Si nous nous rapportons aux spécifications incluant le PIB à la place de la production industrielle, les résultats offrent des fois une appréciation différente sur l’impact d’un choc de politique monétaire sur le produit au sein de l’échantillon. A l’exception de trois pays (la Hongrie, la Pologne et la Slovénie), les résultats soulignent un comportement du PIB parfois plus conforme avec les prédictions théoriques que celui de la production industrielle. Ces résultats ne sont pas étonnant compte tenu du fait que la production industrielle est un *proxy* du PIB qui ne peut pas refléter le comportement de celui-ci dans son ensemble.

La littérature empiriques sur les effets de la politique monétaire s'est interrogée sur l'existence de plusieurs *puzzles* : liquidity puzzle, price puzzle, exchange rate puzzle et forward discount puzzle. Sur la question du *price puzzle*, Sims (1992) souligne notamment qu'il convient d'éviter la confusion entre un resserrement de la politique monétaire destiné à répondre à un accroissement de l'inflation anticipée et un choc exogène de politique monétaire. Dans ce sens, il propose d'inclure un indicateur avancé de l'inflation dans le VAR, tel qu'un indice de prix de matières premières. Cette solution s'est avérée néanmoins, insuffisante dans les estimations réalisées, le vecteur des variables exogènes ayant déjà inclut cette variable²¹. Giordani (2004) plaide, de son côté, pour l'inclusion d'une variable d'*output gap* dans le modèle, tandis que Leeper et Roush (2003) militent pour l'inclusion de l'agrégat monétaire. Or, ces deux variables sont déjà intégrées dans notre représentation. D'autres recherches récentes, comme celle de Castelnuovo et Surico (2005) considère ce problème comme un phénomène historiquement limité, les épisodes de « price puzzles » étant associés d'habitude aux politiques monétaires « faibles », c'est-à-dire, ne réagissant pas assez rapidement aux pressions inflationnistes. D'ailleurs, nous nous pencherons ultérieurement à étudier cette hypothèse qui vient également à la rencontre des résultats précédents sur la robustesse de la spécification en niveau, lors de l'étude reposant sur des sous-échantillons qui correspondent aux régimes de politique monétaire homogènes.

La réaction des variables monétaires et financières à un choc de taux d'intérêt semble être plus importante et significative. Les pays ayant des régimes de change (quasi) fixes comme ceux de l'Estonie et la Lituanie (en régime de

²¹ Par ailleurs, l'inclusion de cet indice dans les variables endogènes du modèle, ne résout pas davantage le paradoxe.

caisse d'émission) ou de la Lettonie (en changes fixes avec une faible marge de fluctuation) ne sont pas pris en considération, le taux de change étant intégré dans le modèle de façon exogène. En ce qui concerne les autres pays examinés, l'impact d'un choc de taux d'intérêt conduit à des répliques différentes. En effet, on observe une appréciation plus ou moins significative du taux de change pour trois pays ayant opté pour des stratégies de ciblage de l'inflation en 1998 (la République Tchèque, la Slovaquie et la Pologne) en accord avec l'intuition économique. Dans le cas de la Slovénie caractérisée par un flottement géré de son taux de change depuis octobre 1991, on constate une dépréciation pas très significative de celui-ci à la suite d'un choc sur le taux d'intérêt - *exchange rate puzzle* (rencontré également dans les recherches de Grilli et Roubini (1995), Sims (1992)). Le taux de change ne montre aucune réaction significative en Hongrie, pays ayant opté pour un flottement géré de son taux de change en 2001.

A l'exception de deux pays – la Lettonie et la Pologne, les réponses du crédit domestique à un choc positif sur le taux d'intérêt sont toujours négatives pour les pays de l'échantillon, avec un pic allant de 0.2% à 0.8% en moyenne. La baisse du crédit¹ pourrait être attribué soit à un effet de rationnement de l'offre des banques domestiques, soit à un effet de diminution de la demande due à la récession. Il convient de noter que les tests sur des données macroéconomiques ne permettent pas de départager vraiment entre les deux hypothèses précédentes.

¹ Kashyap, Stein et Wilcox (1993) apportent des résultats empirique en faveur de l'existence du canal du crédit. A cet égard, ils analysent le comportement de la variable MIX=crédit bancaire/crédit bancaire+papier commercial et montrent que cette variable baisse en cas de restriction monétaire (le crédit bancaire baisse davantage que le papier commercial). Dans ce cas, il n'y a pas de neutralité du financement externe des entreprises.

Pour éviter ce type d'obstacle, plusieurs auteurs ont étudié le canal du crédit sur des données plus désagrégées¹.

En ce qui concerne l'impact des chocs de taux de change et de crédit domestique, les fonctions de réponse des variables endogènes révèlent une grande hétérogénéité entre les pays étudiés. A l'exception de la Lettonie et de la Lituanie, nous constatons l'absence de « liquidity puzzle »¹ (mis en avant par les travaux de Reichenstein (1987) et Leeper et Gordon (1991)) pour les autres pays de l'échantillon. D'ailleurs, même dans le cas de la Lettonie et de la Lituanie, l'effet d'un choc sur l'agrégat monétaire/le crédit domestique se traduit par l'absence d'un effet significativement différent de zéro. Pour les pays concernés, nous remarquons un impact généralement plus significatif du taux de change sur les variables de la sphère réelle (prix et produit). Par ailleurs, l'inclusion du crédit domestique dans le modèle de base (voir annexe 2.4) conduit à une réaction moins significative des variables de la sphère réelle à un choc de taux d'intérêt - le canal du crédit semblant *a priori* peu important sur la période considérée.

¹ L'idée commune de ces études est qu'une baisse du crédit provenant de la demande devraient se traduire par une baisse parallèle de toutes les sources de financement externe, alors qu'une baisse de l'offre de crédit devraient s'accompagner d'une augmentation des financements alternatifs demandés en substitution.

¹ Rappelons que la notion « liquidity puzzle » consiste en une hausse du taux d'intérêt à la suite d'un choc positif sur l'agrégat monétaire.

2.4.2 Études individuelles sur l'ensemble de l'échantillon

Les canaux de transmission de la politique monétaire regroupent l'ensemble des vecteurs par lesquels les impulsions de politique monétaire se répercutent sur l'économie. L'objectif de cette section est de procéder à une analyse détaillée et quantifiée des effets de ces impulsions à travers les canaux de la politique monétaire au niveau de chaque pays de l'échantillon.

Il convient de souligner que, la période examinée fait cohabiter dans la plupart des cas de figures, deux régimes monétaires distincts ce qui rend l'évaluation globale des mécanismes de transmission de la politique monétaire en quelque sorte pas très juste. Néanmoins, cette analyse offre l'avantage d'exploiter toute information disponible concernant le nombre d'observations. La présentation débute donc avec les pays en régime de changes fixes et se poursuit avec les pays en changes intermédiaires (du type régime à crémaillère) et en régime de changes flexibles.

Au sein de notre échantillon, les pays ayant adopté un régime de changes fixes se distinguent par l'impact significatif des agrégats monétaires sur la sphère réelle. Parmi eux, l'**Estonie** (graph. 2a, annexe 2.2 et graph. 4a, annexe 2.4) se caractérise par des réactions cohérentes avec les prédictions théoriques s'agissant du comportement du PIB et de la production industrielle. En effet, l'impact d'un choc de taux de d'intérêt conduit à une contraction pas significative du PIB et de la production industrielle qui atteignent leur pic à - 0.1% et respectivement, à - 0.08% au bout de 4^{-ème} et 2^{-ème} mois, les impacts cumulés étant pour chacun d'environ 1%. Les effets disparaissent totalement au bout d'un an. Si dans le

modèle de base (graph.4a, annexe 2. 4), nous constatons la présence de *price puzzle*, l'inclusion du crédit domestique vient résoudre ce problème²². En effet, un choc de taux d'intérêt engendre une diminution non - significative de l'inflation (-0.02% au bout d'un mois), les effets disparaissant au bout d'un an et demi. La réponse du crédit domestique à une hausse inattendue du taux d'intérêt se traduit par une baisse, avec un pic à -0.5% au bout de deux mois, l'impact cumulé étant de -1.15%. Les effets du choc de taux d'intérêt se dissipent après une année. Notons donc que le canal du taux d'intérêt n'a que très peu d'influence sur les variables endogènes, hormis l'effet négatif sur la variable de crédit décrit auparavant. En ce qui concerne l'impact d'un choc de crédit domestique sur les variables de produit, ces dernières amorcent une hausse rapide avec un pic à +0.19% au bout d'un mois pour le PIB et respectivement, à +0.20% aussi après un mois pour la production industrielle. Leurs effets disparaissent au bout d'une année, les impacts cumulés étant de +9,63% et respectivement, +16,11%.

Dans la même optique, le taux d'intérêt engendre une baisse modique suite à un choc sur le crédit, ses effets se dissipant au bout d'environ un an. L'impact cumulé est de +8,29%. La variable « inflation » ne réagit pas au choc de crédit (monétaire). Ces spécificités sont en accord avec le régime de caisse d'émission mis en place par l'Estonie depuis juin 1992 - au début la couronne estonienne étant ancrée au deutschemark et ensuite, à l'euro dès la création de celui-ci. Quant au taux d'intérêt, il reste *de facto* lié à celui de la monnaie d'ancrage (en l'occurrence, le deutschemark/l'euro) et par conséquent, hors de contrôle de

²² C'est pour cette raison que les commentaires des résultats obtenus s'appuieront davantage sur le modèle qui inclut le crédit domestique. Pourtant, le modèle de base nous servira comme repère dans l'évaluation du rôle de chaque canal de transmission de la politique monétaire.

l'autorité monétaire nationale. Dans ce cadre, il n'est pas surprenant de voir le canal du crédit ayant un rôle essentiel dans la transmission des impulsions monétaires.

Ces particularités ne demeurent que partiellement valables dans le cas de la **Lituanie** bien que ce pays ait également opté pour un régime de caisse d'émission. Il y a toutefois, une caractéristique qui différencie ce pays du précédent : un ancrage réalisé au début avec le dollar – à partir du mois d'avril 1994 et ultérieurement, avec l'euro - depuis février 2002, dans le cadre de la candidature à l'UE. L'impact d'un choc de taux d'intérêt (voir graph. 2b, annexe 2. 2) se traduit par une contraction non - significative du PIB avec un pic non significatif à -0.1% au bout d'un mois, ces effets se dissipant après un an. L'impact cumulé est de -16.14% . La production industrielle réagit davantage à une hausse de taux d'intérêt atteignant son pic à -0.5% au bout d'un mois. L'impact cumulé est de -3.37% et ses effets disparaissent après 6-7 mois. L'inclusion de la variable de crédit conduit à une réaction en peu moins significative du PIB par rapport à ce qu'on observe dans le modèle de base (voir annexe 2.4, graph. 4b). S'agissant de la réponse de l'inflation à un choc de taux d'intérêt, elle apparaît en peu plus profonde que dans le modèle qui n'inclut pas la variable de crédit (un pic à -0.09 par rapport à -0.08% au bout de deux mois). L'impact cumulé sur trois ans est de $-34,5\%$. La réponse du crédit domestique à un choc de taux d'intérêt se traduit par une hausse non-significative au plan statistique. Un choc sur le crédit domestique a l'effet attendu sur la production industrielle, avec une hausse à $+0.4\%$ au bout d'un mois, ces effets disparaissant après 6 mois. Pour ce pays, la fonction de réponse du PIB souligne l'absence de réaction de celui-ci à choc de crédit. Notons également l'accélération non - significative de l'inflation à une poussée du crédit domestique,

avec un pic à environ +0.04% au bout de 2 mois, ainsi que la hausse du taux d'intérêt ayant un maximum significatif à +0.4% au bout du 1^{er} mois. L'impact cumulé est de +6.13%. Cette atonie des mécanismes de transmission de la politique monétaire en Lituanie pourrait être expliquée d'une part, par la cohabitation de deux régimes distincts dans le sens où l'ancrage a été opéré avec deux monnaies différentes sur une période relativement courte, et d'autre part, par les effets récessionnistes de la hausse du dollar par rapport aux monnaies européennes à partir de la fin des années 90 et jusqu'à mi-2002.

Le régime de change fixe choisi par la **Lettonie** depuis février 1994 est moins rigide que les précédents : il s'agit d'un rattachement *de facto* au DTS (Droit de Tirage Spécial) avec des marges de fluctuations de plus ou moins 1% ce qui explique l'intégration du taux de change dans les variables endogènes du modèle. A cet égard, nous constatons la faiblesse du canal du taux de change et en conséquence, l'absence d'un impact significatif sur les autres variables endogènes. En ce qui concerne l'impact d'un choc de taux d'intérêt sur les autres variables examinées, il convient de noter la réaction cohérente du PIB, engendrant une contraction très faible au bout de cinq mois, avec un effet cumulé de -1.80%. En revanche, la production industrielle ne réagit pas dans le bon sens à une hausse inattendue du taux d'intérêt. Nous observons également une accélération pas très significative de l'inflation à la suite d'un choc positif sur le taux d'intérêt, c'est-à-dire un *price puzzle*. L'impact sur le taux de change a l'effet attendu : une appréciation brusque de celui-ci, avec un pic à -0.1% au bout d'un mois, ces effets se dissipant après une demi - année. La variable PIB réagit correctement à la suite d'un choc de crédit domestique dans le sens où la croissance du PIB connaît une

accélération et un impact cumulé de +4,31% sur 36 mois (le pic non-significatif est à environ +0.1% au bout de six mois).

Les pays ayant adopté des régimes de change plus souples ou flexibles affichent à leur tour, des profils hétérogènes. Pour la **Hongrie**, l'impact d'un choc de taux d'intérêt conduit à un *output puzzle* et à un *exchange rate puzzle* dans le modèle sur la période d'ensemble. En ce qui concerne la réaction des autres variables endogènes à un choc positif de taux d'intérêt, il convient de noter la réaction cohérente des prix et de la masse monétaire. Le choc positif sur le taux de change a l'effet attendu sur toutes les autres variables endogènes. En effet, la dépréciation du taux de change entraîne une augmentation rapide et significative de la production industrielle à environ 0.6% au bout d'un mois. S'agissant des prix, le même choc conduit à une hausse assez significative de ceux-ci avec un pic à 0.52% au bout du sixième mois. Notons également la réaction cohérente des taux d'intérêt et de la masse monétaire à la suite d'un choc sur le taux de change. En ce qui concerne l'impact d'un choc positif sur l'agrégat monétaire, nous signalons la réaction correcte de toutes les autres variables examinées, hormis celle du taux de change. Il convient de ce fait de souligner que les canaux du taux de change et de l'agrégat monétaire apparaissent particulièrement actifs pour la Hongrie dans le cas du modèle VAR estimé sur la période entière, contrairement à celui du taux d'intérêt où nous remarquons la présence des puzzles.

Les canaux traditionnels de transmission de la politique monétaire que la théorie économique en distingue (le canal du taux d'intérêt et celui du taux de change), semblent être particulièrement actifs dans le cas de **la République Tchèque**, principalement pour de la sphère réelle. En effet, un choc de taux d'intérêt entraîne

une contraction du PIB qui atteint un pic à -0.5% au bout cinq mois, l'impact cumulé étant de -0.68% . En outre, il présente les réactions attendues également dans les autres cas : (i) lorsque le taux de change se déprécie, le produit accroît significativement jusqu'à $+0.21\%$ en 5^{ème} mois, l'impact cumulé étant de $+8.52\%$, (ii) lorsque le crédit connaît une hausse inattendue, le PIB augmente moins significativement, avec un pic à $+0.08\%$ au bout du sixième mois, ces effets disparaissant au bout de deux ans.

Par ailleurs, la production industrielle réagit dans le bon sens et d'une manière significative (à $+0.6\%$ au bout d'un mois, avec un impact cumulé de $+6.94\%$) qu'à travers le canal du taux de change. En ce qui concerne l'inflation, le choc de taux d'intérêt conduit à une baisse à -0.1% au bout du 5^{ème} mois, avec un impact cumulé de -5.22% .

Dans le même optique, la dépréciation du taux de change engendre bien l'accélération attendue de l'inflation, avec un pic à $+0.29\%$ au bout de six - sept mois, et un impact cumulé de $+2.6\%$. L'augmentation du crédit entraîne à son tour, l'accélération de l'inflation avec un pic à $+0.12\%$ au bout de neuf mois et un impact cumulé de $+4.85\%$. Notons également l'absence d'une réaction cohérente du taux d'intérêt à travers les canaux du taux de change et de crédit. Enfin, la variable de crédit réagit correctement à travers les canaux traditionnels (celui de taux d'intérêt et celui du taux de change), avec un pic à -0.2% au bout du 4^{ème} mois à la suite d'un choc de taux d'intérêt et à $+0.35\%$ au bout du 3^{ème} mois suite à une dépréciation du taux de change. Les impacts cumulés sont de -0.40% et respectivement, $+8,35\%$ sur 36 mois. A la lumière de ces résultats, nous sommes alors amenés à souligner que la présence d'un canal de taux d'intérêt efficace vient justifier le choix d'un régime de ciblage direct d'inflation opéré par ce pays. Quant

à la réactivité du canal du taux de change, celle-ci justifie à son tour, l'adoption du flottement intervenue d'ailleurs, par la suite d'une crise de change en mai 1997.

En ce qui concerne **la Pologne**, notre présentation s'appuiera que sur le modèle incluant la production industrielle. Pour ce pays, le canal du taux d'intérêt se révèle efficace notamment sur la sphère réelle (produit et inflation). En effet, une hausse inattendue du taux d'intérêt conduit à une contraction brusque de la production avec un pic significatif à -0.9% au bout d'un mois et un impact cumulé de -1.56% sur 36 mois. Le même choc se traduit par une baisse de l'inflation -0.08% dont les effets disparaissent au bout d'un an. L'impact cumulé est de -0.56% sur 36 mois. Nous constatons aussi une appréciation modique du taux de change à 0.04% au bout d'un mois avec un impact cumulé de $+0.40\%$. En revanche, la variable de crédit ne réagit pas correctement.

Un choc sur le taux de change, a également l'effet attendu sur les variables de produit et de l'inflation, avec toutefois une significativité moindre : l'augmentation du produit atteint ainsi un pic à $+0.15\%$ le 1^{er} mois avant de se dissiper totalement après huit mois, tandis que l'accélération de l'inflation a son pic à $+0.06\%$ le 5^{ème} mois, l'impact cumulé étant de $+0.58\%$. La variable de crédit débute avec une baisse rapide dont ces effets s'estompent au bout de six mois.

Notons également la poussée de l'inflation avec un pic à $+0.15\%$ en 6^{ème} mois et un impact cumulé à $+0.67\%$ à la suite d'un choc sur le crédit domestique. En revanche, le même choc ne conduit pas à une réaction cohérente s'agissant de la production industrielle. L'excès de liquidité entraîne également une baisse de taux d'intérêt (à -0.2% le 2^{ème} mois, avec un impact cumulé de -2.99%) et une dépréciation du taux de change qui demeure non-significative au plan statistique.

Dans le cas de la **Slovaquie**, les indicateurs de la sphère réelle semblent être insensibles au choc de taux d'intérêt, hormis le PIB dont la contraction au bout d'un mois ne demeure toutefois pas significative au niveau statistique. Par ailleurs, il convient de noter la présence du *price puzzle* et *d'output puzzle* à travers le canal du taux d'intérêt. La réaction du taux de change au même choc a l'effet attendu, c'est-à-dire une appréciation à -0.4% au bout de dix mois, l'impact cumulé est de 2.09% et ces effets disparaissent après deux ans. La variable de crédit connaît une diminution à son tour, atteignant le pic à -0.5% au bout de cinq mois, l'impact cumulé étant de -1.13% .

Une dépréciation du taux de change (c'est-à-dire, augmentation de celui-ci) entraîne une accélération de l'inflation avec un pic à $+0.1\%$ au bout de 6^{ème} mois, ainsi qu'une très faible hausse de la production industrielle. Il est à noter également une accélération de l'inflation à $+0.1\%$ au bout de quatre mois suite à un choc de crédit, l'impact cumulé étant de $+1.46\%$. Les autres endogènes ne régissent pas dans des sens conformes à l'intuition économique.

Finalement, **la Slovénie** nous dévoile quelques particularités intéressantes. A une vue d'ensemble, le canal du taux de change apparaît particulièrement puissant par rapport aux autres canaux examinés. En effet, un choc sur le taux de change conduit à une réaction cohérente de la part de toutes les autres endogènes, hormis le PIB. Ainsi, la dépréciation du taux de change a des effets significatifs sur la sphère réelle : une augmentation de la production industrielle à $+0.1\%$ au bout de 7 mois et une hausse de l'inflation avec un pic à $+0.13\%$ le 5^{ème} mois. Les effets cumulés sont de $+25.46\%$ et respectivement, $+22.98\%$. L'impact du taux de change sur les variables monétaires convient d'être également mentionné. En effet,

une dépréciation du taux de change engendre une hausse du taux d'intérêt et une contraction de la masse monétaire, ayant des pics significatifs à +0.2% et respectivement, -0.6% au bout de quatre et respectivement, cinq mois. Les impacts cumulés sont de +9,67% et de -8,89%.

Dans le cas d'un choc sur le taux d'intérêt, les réactions des variables réels sont cohérentes avec l'intuition économique: la contraction de la production industrielle (avec un pic à -0.08% en 1^{er} mois, l'impact cumulé étant à -9,83%) et du M2 (avec un minimum à -0.8% le 5^{ème} mois et un effet cumulé à -7,48%).

L'ensemble de ces caractéristiques est en accord avec le régime de flottement géré que la Slovénie a opéré depuis octobre 1991 et jusqu'à la fin 2003. Dans ce cadre, il n'est pas étonnant que le taux de change devient la variable privilégiée de contrôle sur la sphère réelle, tandis qu'une pression à la dépréciation s'accompagne d'un resserrement monétaire à la fois du côté de l'offre et du côté de la demande de monnaie. Le canal du taux d'intérêt apparaît dans un tel contexte moins actif dans le contrôle direct de nos variables endogènes, fait justifié d'ailleurs, par l'absence de réaction significative de la plupart de celles-ci (ex : *le price puzzle*). Il convient toutefois de remarquer un certain ciblage quantitatif de la part des autorités monétaires slovènes, mis en lumière par les liens observés entre le taux d'intérêt et M2.

2.4.3 Études individuelles sur sous - échantillons

L'objet de cette section est d'étudier les mécanismes de transmission de la politique monétaire sur des sous-périodes homogènes en termes de régimes de change (cf. tableau 1, annexe 2.4). A cet égard, pour la République Tchèque et la Slovaquie nous estimons de nouveau les modèles VAR selon les schémas

d'identification définis précédemment pour les périodes intervenant après le passage en régimes de change flexibles. Pour les autres pays (c'est-à-dire, la Hongrie, la Pologne, la Lituanie et la Slovaquie) le choix des sous-périodes est réalisé en sens inverse à cause de changements dans les régimes de change intervenus tardivement qui ne permettent pas une évaluation robuste à cause de problèmes de perte de degrés de liberté qui en résultent²⁴. Par ailleurs, cette démarche est motivée non seulement pour constater de potentielles différences dans la transmission de la politique monétaire par rapport à la période d'ensemble, mais également d'analyser si les problèmes de *price puzzles* observés dans les estimations précédentes peuvent être liés à un certain régime monétaire selon l'étude de Castelnovo et Sorico (2005). Ajoutons que les fonctions de réponses issues des estimations correspondant aux sous-périodes sont reproduites dans l'annexe 3.

Pour la **République Tchèque**, la production industrielle prend une allure plus conforme à l'intuition économique à la suite d'un choc sur le taux d'intérêt, sans pouvoir prétendre toutefois à sa significativité. Dans la même optique, la baisse de l'inflation suite à une hausse inattendue du taux d'intérêt est plus significative dans le sous-échantillon. D'autre part, on observe que les liens entre le taux d'intérêt et l'agrégat monétaire sont plus estompés par rapport à la période d'ensemble ce qui est cohérent avec le renoncement à un ciblage quantitatif opéré par les autorités monétaires. On constate également que la variable PIB réagit davantage à un choc de taux de change durant la sous – période considérée. Le

²⁴ Il convient de préciser que les pays ayant des régimes de caisse d'émission sont exclus *de facto* de cette analyse, en l'occurrence l'Estonie et la Lettonie.

canal du taux de change continue donc à garder sa réactivité ce qui vient légitimer l'existence du flottement contrôlé.

Durant la sous – période examinée, **la Slovaquie** a fait le choix d'un flottement géré. Au regard de graphique 3e, on observe que la variable de crédit tient toujours une place importante dans le pilotage monétaire de ce pays s'agissant de la contraction plus significative de celui-ci à un choc de politique monétaire. On notera également la réaction moins conforme à l'intuition économique du taux de change à travers le canal de taux d'intérêt, ainsi qu'à celle du PIB. En revanche, un choc sur le taux d'intérêt conduit cette fois-ci à une réaction cohérente de la production industrielle, c'est-à-dire à une contraction à -0.2% au bout de deux mois. Par ailleurs, le paradoxe du *price puzzle* demeure encore valable dans le sous-échantillon. Il est aussi à remarquer la réactivité plus claire du canal de crédit par rapport à celui du taux de change, notamment en ce qui concerne la sphère réelle (production industrielle et inflation).

En ce qui concerne **la Pologne**, pays ayant adopté un régime à crémaillère durant la sous -période étudiée, les variables de la sphère réelle (produit et inflation) réagissent davantage à travers les canaux examinés. En effet, un choc sur le taux d'intérêt conduit à une contraction plus significative de la production industrielle et à une baisse plus ample de l'inflation par rapport à la période d'ensemble. On note aussi une perte de significativité s'agissant de la réponse du taux de change à un choc de taux d'intérêt. Dans le même esprit, la variable de crédit réagit en sens inverse à une hausse du taux d'intérêt ce qui est contre-intuitif avec le ciblage quantitatif opéré par les autorités monétaires. Ces caractéristiques des variables de la sphère réelle sont valables encore à travers le canal du taux de change et de

crédit. Par ailleurs, le lien entre taux d'intérêt et le crédit est devenu en peu plus faible relatif à l'impact d'un choc de crédit sur le taux d'intérêt.

Pour **la Hongrie**, nous observons que l'impact expansionniste du taux de change sur la production industrielle se maintient, tandis que les prix ne réagissent plus dans le bon sens (nous constatons une baisse des prix à la suite du choc positif de taux de change). Ces particularités semblent souligner une réaction plus cohérente des variables endogènes lorsqu'on n'intègre pas dans les estimations les années récentes pour lesquelles la Hongrie a opté pour un régime de change fixes avec de larges marges de fluctuations et un ciblage de l'inflation afin d'intégrer la zone euro. Dans la même lignée, pour la Slovaquie on a observé que le *price puzzle* devient plus ample lorsque les estimations portent sur la période récente durant laquelle ce pays a opéré un flottement de sa monnaie. Ces résultats nous amènent à souligner que les régimes de change plus contraignants semblent estomper les problèmes de *price puzzles* observés. Enfin, nos estimations signalent une dépréciation assez contre intuitive du taux de change suite à une hausse de taux d'intérêt. Notons aussi que le canal quantitatif n'est plus particulièrement actif.

S'agissant de **la Lituanie**, l'examen du seul régime de caisse d'émission avec le dollar ne révèle que des légères différences avec l'étude de la période d'ensemble. La variable PIB ne réagit plus à un choc de taux d'intérêt. En revanche, la réponse de la production industrielle suite au même choc est plus significative. On observe également que l'ancrage au dollar rend le *price puzzle* plus ample par rapport à la période d'ensemble. Finalement, le graphique 3f souligne l'absence de différences

majeures pour la Slovénie entre la période d'ensemble et le sous-échantillon. Ceci est d'ailleurs peu surprenant car moins d'une année sépare le sous-échantillon de la période entière. En outre, la Slovénie est passée d'un flottement très géré de sa monnaie à un ancrage à l'euro au sein du SME bis ce qui apporte de petits changements au cadre opérationnel de la politique monétaire.

2.5 Conclusion

Ce chapitre s'est donné pour objectif de fournir de nouveaux résultats empiriques concernant les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les huit PECO ayant récemment intégrés l'UE, à travers différents canaux de transmission de politique monétaire. Dans ce but, nous avons estimé différents modèles VAR s'inspirant des travaux de Mojon et Peersman (2003). Nous nous sommes appuyés sur plusieurs spécificités méthodologiques: l'étude de la robustesse des fonctions de réponses pour les représentations VAR en niveau, le rejet de l'hypothèse de cointégration et l'examen des effets de transmission de la politique monétaire sur différentes sous-périodes qui ont distingué des régimes de changes homogènes.

Lors de cette étude, plusieurs résultats intéressants viennent se dégager. Tout d'abord, l'analyse sur des sous-périodes correspondant à des régimes monétaires homogènes vient nous montrer que, les problèmes de *price puzzle* constatés sur l'ensemble de la période s'estompent durant les régimes monétaires plus averse à l'inflation. Ces résultats viennent à la rencontre de ceux obtenus par Castelnovo et Sorico (2005) selon lesquels les « price puzzles » pourraient être liés à des régimes de politique monétaire « faibles ».

Par ailleurs, dans les estimations nous n'avons identifié ni de *liquidity puzzle*, ni de *exchange rate puzzle* souvent rencontrés dans les recherches empiriques à ce sujet. En outre, les résultats issus des estimations qui portent autant sur la période d'ensemble qu'aussi sur les sous-périodes viennent souligner une hétérogénéité certaine des mécanismes de transmission de la politique monétaire parmi les pays de l'échantillon. Il convient ainsi souligner le rôle déterminant du taux de change dans les pays ayant adopté un régime de flottement géré (République Tchèque, Slovaquie et Slovénie). Pour d'autres pays, tels que l'Estonie, la Lituanie ou encore la Slovaquie c'est le canal quantitatif qui semble se conserver au premier rang, avec un impact significatif sur l'ensemble des autres endogènes. Aux deux extrémités du spectre se trouve la Lettonie, pour laquelle aucun canal de transmission n'est vraiment pas puissant. Pour la Pologne autant le canal du taux d'intérêt qu'aussi celui de crédit semblent activés. Le canal du taux de change est particulièrement actif sur sa sphère réelle. Notons également les difficultés du taux d'intérêt à s'imposer sur la sphère réelle : autant le PIB que la production industrielle réagissent de manière sensiblement différente (ex : République Tchèque, Slovaquie et Lettonie).

A la lumière de ces résultats, il convient de souligner l'hétérogénéité persistante des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les huit nouveaux entrants. D'autre part, le fait que le canal du taux de change reste particulièrement puissant pour une moitié de notre panel par rapport à celui du taux d'intérêt, vient nous dévoiler qu'un certain nombre d'évolutions leur restent à accomplir afin de joindre la zone euro.

D'un point de vue méthodologique, l'étude de la stabilité des fonctions de réponse à la fois sur l'ensemble de la période et sur les sous-échantillons, nous signale qu'une analyse portant seulement sur la période entière qui abrite de coutume deux régimes de change distincts, peut conduire à une évaluation inexacte des mécanismes de transmission de la politique monétaire au niveau de chaque pays.

Par ailleurs, l'emploi des données du PIB²⁵ et de la production industrielle - comme *proxy* du premier, nous révèle parfois des comportements distinctes des fonctions de réponses à la suite des chocs monétaires. Ainsi, l'utilisation des données de production industrielle à la place du PIB peut alors nous amener à une appréciation parfois erronée de l'impact de la politique monétaire sur le produit.

Ce travail pourrait être prolongé au plan empirique à la fois par des nouvelles analyses incluant un plus grand nombre d'années durant lesquelles les régimes monétaires/de changes sont stabilisés et par d'autres spécifications VAR utilisées dans la littérature (*FAVAR – Factor Augmented VAR*, bâtis par Bernanke, Boivin et Elias (2004)) qui permettrait de prendre mieux en compte les informations utilisées par les banques centrales et les investisseurs internationaux sur les périodes d'étude.

²⁵ Les données du PIB en fréquence mensuelle ont été calculés à l'aide de la méthode d'interpolation de Chow et Lin (1971) utilisés par Eurostat (1999). Ajoutons que, les données du PIB en fréquence mensuelle nous ont été fournies.

ANNEXES DU CHAPITRE 2

Annexe 1

Annexe 1a : Les définitions de principaux puzzles retrouvés dans la littérature empirique sur les effets de la transmission des chocs monétaires

Dans la littérature empirique sur les effets de la transmission de la politique monétaire dans les économies ouvertes ou les économies fermées nous retrouvons un certain nombre de puzzles que nous allons présenter dans la suite.

1. Les *liquidity puzzles* : lorsque les chocs de politique monétaire sont identifiés comme des innovations dans les agrégats monétaires (M0, M1 et M2), de telles innovations sont associés plutôt à des hausses de taux d'intérêt qu'à des baisses de celui-ci (Reichenstein, 1987 ; Leeper et Gordon, 1991).
2. Les *prices puzzles* : lorsque les chocs de politique monétaire sont identifiés comme des innovations dans les taux d'intérêt, ces innovations ou chocs positifs de taux d'intérêt conduisent plutôt à une augmentation des prix qu'à une diminution de ceux-ci (Sims, 1992).
3. Les *exchange rate puzzles* : lorsqu'une innovation positive dans le taux de d'intérêt (un choc positif sur le taux d'intérêt) est associée plutôt à une dépréciation du taux de change (Grilli et Roubini, 1995 ou Sims, 1992) qu'à une appréciation de celui-ci (trouvée dans Eichenbaum et Evans, 1995).
4. Les *outputs puzzles* : se traduisent par une augmentation de la production ou du PIB plutôt qu'à une diminution de celui-ci, à la suite d'un choc positif de taux d'intérêt.

Annexe 1b : Les résultats des estimations du modèle VAR non contraint

Nous proposons de présenter dans la suite, à titre indicatif, les réponses des variables endogènes à de différents chocs monétaires : chocs positifs sur le taux d'intérêt, sur le taux de change, sur la masse monétaire et sur le crédit domestique à partir de modèle présenté dans la section 2.3.1 de ce chapitre. Le tableau ci-joint présente la réaction maximale de chaque variable endogène avec la statistique de Student écrite entre les parenthèses. Ces chiffres sont déduits des fonctions de réponses issues des modèles VAR non contraint que nous avons estimé au début.

	Choc sur le taux d'intérêt					Choc sur le taux de change					Choc sur le crédit domestique				Choc sur M2			
	PI	IPC	TC	CD	MON	PI	IPC	CD	MIR	MON	PI	IPC	MIR	TC	PI	IPC	MIR	TC
<i>Gr. 1</i>																		
Est.	-0.0014 (10) -0.94	-0.0008 (11) -0.99	SO	-0.0047 (13) -1.40	0.0100 (15) 1.69	-	-	-	-	-	0.0062 (4) 4.76	-0.0007 (16) -0.91	0.1138 (3) 2.18	SO	0.0112 (5) 7.18	0.0020 (21) 1.78	0.21 (2) 1.75	SO
Lit.	-0.0051 (2) -0.68	-0.00087 (3) -1.44	SO	-0.0400 (2) -3.83	-0.0017 (3) 0.54	-	-	-	-	-	-0.0129 (2) -1.88	0.0002 (2) 0.58	0.1976 (3) 1.11	SO	0.0025 (2) 0.36	0.0003 (4) 0.64	-0.1183 (3) -0.81	SO
<i>Gr. 2</i>																		
Pol.	-0.0062 (4) -1.89	-0.0005 (14) -0.87	-0.0107 (2) -2.76	0.0072 (2) 2.14	0.0033 (2) 0.81	0.0062 (5) 1.32	-0.0002 (2) -0.51	0.0002 (21) 0.24	-0.1899 (4) -1.24	0.0020 (17) 0.71	-0.0037 (2) -1.20	0.0004 (3) 0.97	-0.3867 (2) -2.96	0.0056 (6) 1.33	-0.0037 (2) -1.20	0.0004 (3) 0.97	-0.3867 (2) -2.96	0.0056 (6) 1.33
Tch.	-0.0050 (2) -1.31	-0.0007 (11) -0.47	0.0006 (3) 0.29	-0.0050 (1) -2.21	-0.0135 (12) -1.20	-0.0027 (2) -0.69	0.0010 (6) 1.51	0.0091 (21) 0.57	0.0598 (3) 1.03	-0.0203 (2) -3.42	0.0032 (4) 1.37	0.0015 (15) 1.32	-0.0796 (3) -1.43	0.0048 (4) 2.73	0.0032 (4) 1.37	0.0015 (15) 1.32	-0.0796 (3) -1.43	0.0048 (4) 2.73
Slk.	-0.0034 (5) -1.18	0.0011 (4) 0.73	-0.0007 (8) -0.59	-0.0015 (2) -0.29	0.0095 (6) 1.37	0.0009 (2) 0.36	-0.0008 (2) -0.77	-0.0096 (2) -1.95	0.0502 (3) 1.11	0.0020 (15) 0.46	0.0030 (2) 1.14	0.0003 (2) 0.27	-0.0749 (4) -1.41	-0.0013 (4) -0.59	0.0030 (2) 1.14	0.0003 (2) 0.27	-0.0749 (4) -1.41	-0.0013 (4) -0.59
<i>Gr. 3</i>																		
Hon.	0.0011 (4) 0.53	-0.0022 (3) -1.66	-0.0005 (5) -1.27	-0.0022 (5) -1.32	-0.0048 (6) -1.86	0.0081 (2) 39.9	0.0010 (9) 0.85	0.0012 (5) 0.93	-0.0613 (3) -0.55	-0.0069 (10) -1.87	0.0048 (2) 0.83	-0.0009 (2) -1.71	-0.0520 (2) -0.52	0.0019 (2) 0.79	0.0095 (2) 3.15	0.0081 (2) 2.90	-0.1287 (6) -1.17	-0.0011 (7) 0.75
Slv.	0.0014 (3) 1.34	0.0012 (20) 2.09	-0.0003 (4) -0.30	0.0031 (10) 1.71	0.0070 (2) 1.22	-0.0011 (4) -0.78	0.0024 (6) 3.64	-0.0031 (8) -1.18	-0.9138 (6) -3.78	-0.0206 (4) 3.29	0.0035 (2) 2.26	0.0019 (16) 2.36	-0.4185 (2) -1.63	0.0018 (13) 2.11	0.0014 (5) 1.08	0.0003 (3) 0.84	-0.2041 (2) 0.81	-0.0031 (6) 2.25

Annexe 1c : Propriétés des séries chronologiques

1.1. Tests de racine unitaire (Dickey -Fuller augmenté et Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin)¹¹

Tableau 1a. Estonie

	ADF		KPSS	
	Niveau	diff.	Niveau	diff.
ip	I(1)	I(0)**	I(1)	I(0)
cpi	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
mir	I(1)	I(0)***	<i>I(0)</i>	I(0)
cred.dom.	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
tcn	I(1)	I(0)***	<i>I(0)</i>	I(0)

Tableau 1b. Lituanie

	ADF		KPSS	
	Niveau	diff.	Niveau	diff.
ip	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
cpi	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)
mir	I(0)***	I(0)	I(1)	I(0)
cred.dom.	I(1)	I(0)***	<i>I(0)</i>	I(0)
tcn	I(1)	I(0)***	<i>I(0)</i>	I(0)

Tableau 1c. Hongrie

	ADF		KPSS	
	Niveau	diff.	Niveau	diff.
ip	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
cpi	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
mir	I(0)***	I(0)***	<i>I(0)</i>	I(0)
M2	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)
tcn	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)

Tableau 1d. Lettonie

	ADF		KPSS	
	Niveau	diff.	Niveau	diff.
ip	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
cpi	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
mir	I(0)**	I(0)***	<i>I(0)</i>	I(0)
cred.dom.	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)
tcn	I(1)	I(0)***	<i>I(0)***</i>	I(0)

¹¹ NB : Les abréviations utilisées ci-dessus sont : le test de Dickey -Fuller augmenté – ADF, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin – KPSS, la production industrielle – ip, l'indice de prix à la consommation – cpi, le taux d'intérêt – mir, le crédit domestique – cred. dom., le taux de change – tcn. On note aussi que les séries en différence première sont abrégées avec « diff. ». La présentation des tableaux commence avec les pays en régime de change fixe et finit avec ceux en régimes de change flexibles. Ajoutons que les degrés d'intégration marqués en *italique* renvoient au fait que la statistique de Durbin - Watson des séries analysées est inférieure à 1.

Tableau 1e. République Tchèque

	ADF		KPSS	
	Niveau	diff.	Niveau	diff.
ip	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
cpi	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
mir	I(1)	I(0)***	I(0)	I(0)
cred.dom.	I(1)	I(0)**	I(0)	I(0)
tcn	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)

Tableau 1f. Pologne

	ADF		KPSS	
	Niveau	diff.	Niveau	diff.
ip	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
cpi	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
mir	I(0)**	I(0)***	I(0)	I(0)
cred.dom.	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)
tcn	I(1)	I(0)***	I(0)	I(0)

Tableau 1g. Slovaquie

	ADF		KPSS	
	Niveau	diff.	Niveau	diff.
ip	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
cpi	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
mir	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)
cred.dom.	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)
tcn	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)

Tableau 1h. Slovénie

	ADF		KPSS	
	Niveau	diff.	Niveau	diff.
ip	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
cpi	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)
mir	I(0)**	I(0)***	I(0)	I(0)
cred.dom.	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)
tcn	I(1)	I(0)***	I(1)	I(0)

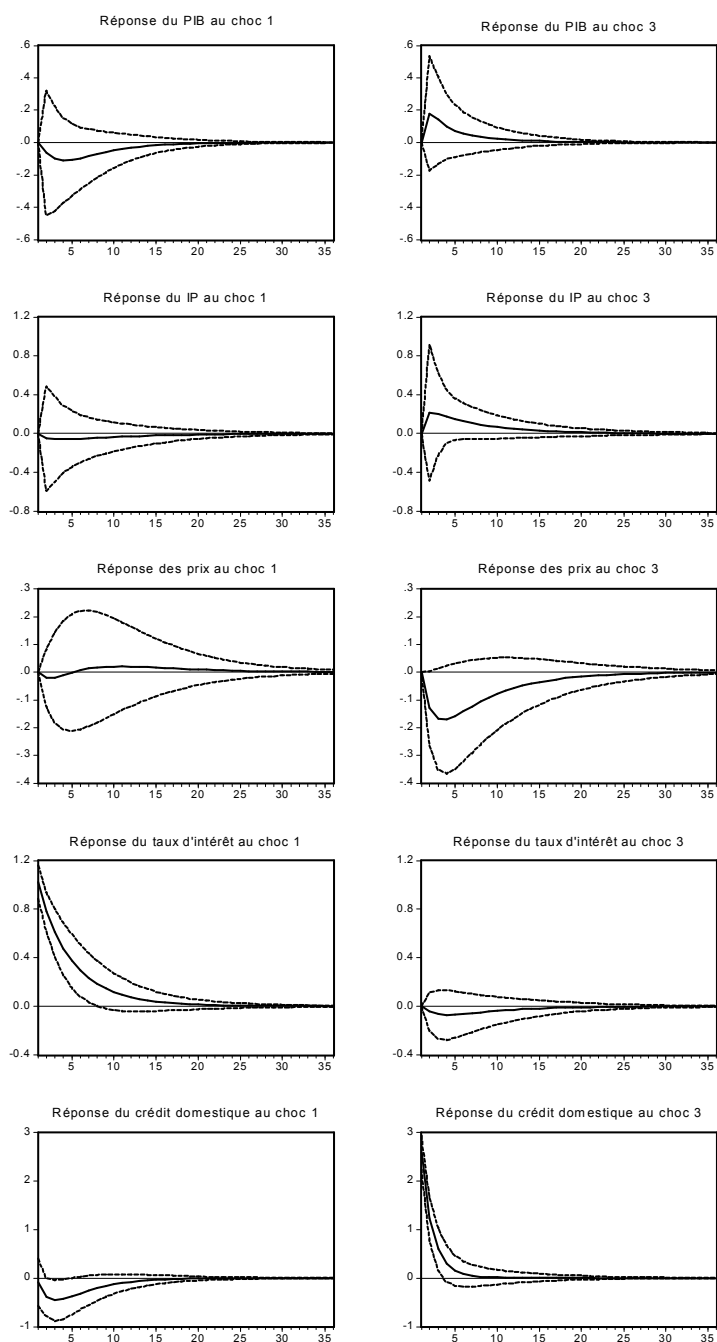
1.2. Tests de relation de cointégration (Johansen, 1988)³

Pays/nombre de vecteurs	Estonie	Lettonie	Lituanie	Hongrie	R. Tchèque	Pologne	Slovaquie	Slovénie
<i>Test trace</i>	4	5	3	4	5	5	5	5
<i>Test max. eigenvalue</i>	4	5	1	4	5	5	5	3

³ Le nombre de vecteurs présenté correspond à la significativité au seuil de 5% pour chacun des tests.

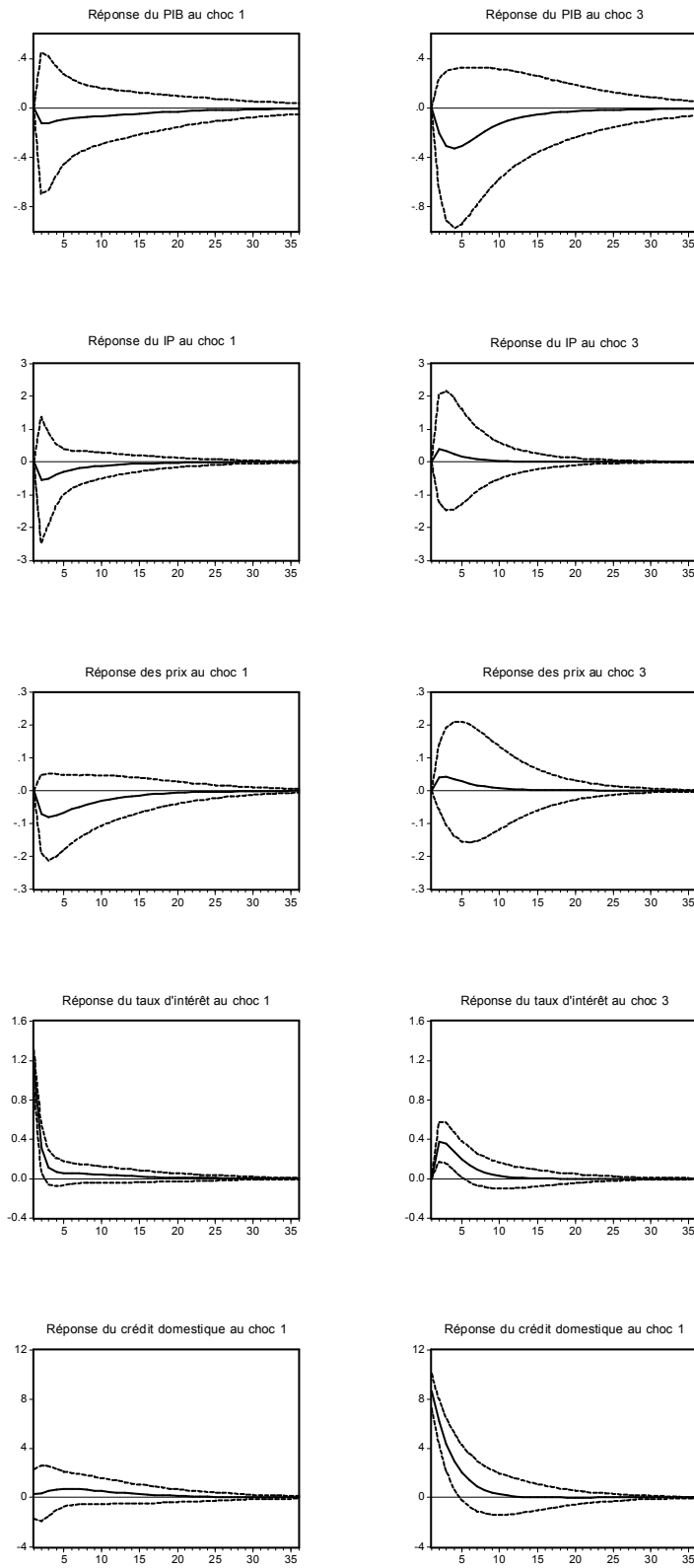
Annexe 2 : Fonctions des réponses sur l'ensemble de la période (1995 :01 – 2004 :04)²

Graphique 2a : Estonie

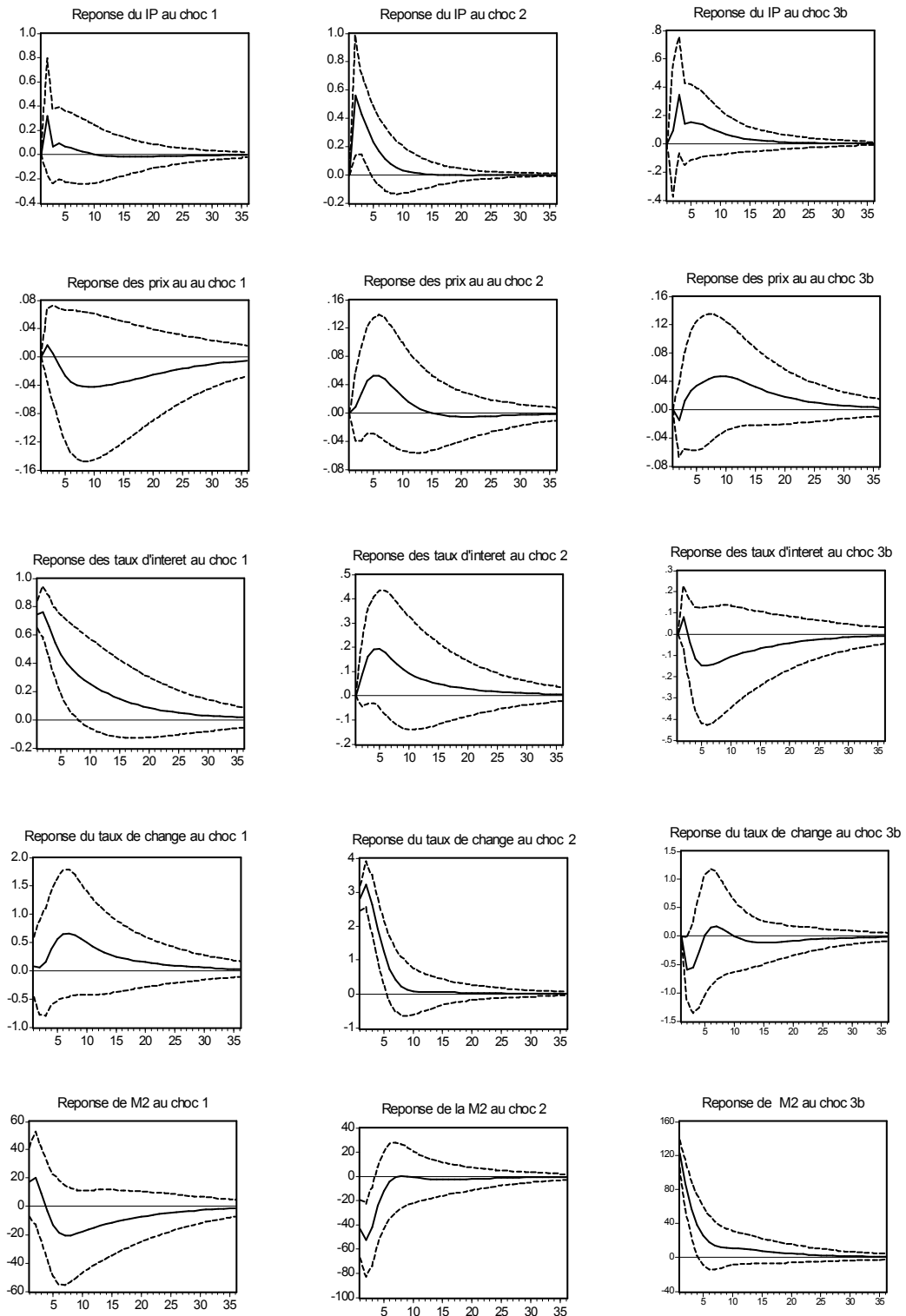


² Le choc 1 représente un choc positif sur le taux d'intérêt, le choc 2 montre un choc positif sur le taux de change, le choc 3 indique un choc sur le crédit domestique et le choc 3b représente un choc positif sur la M2.

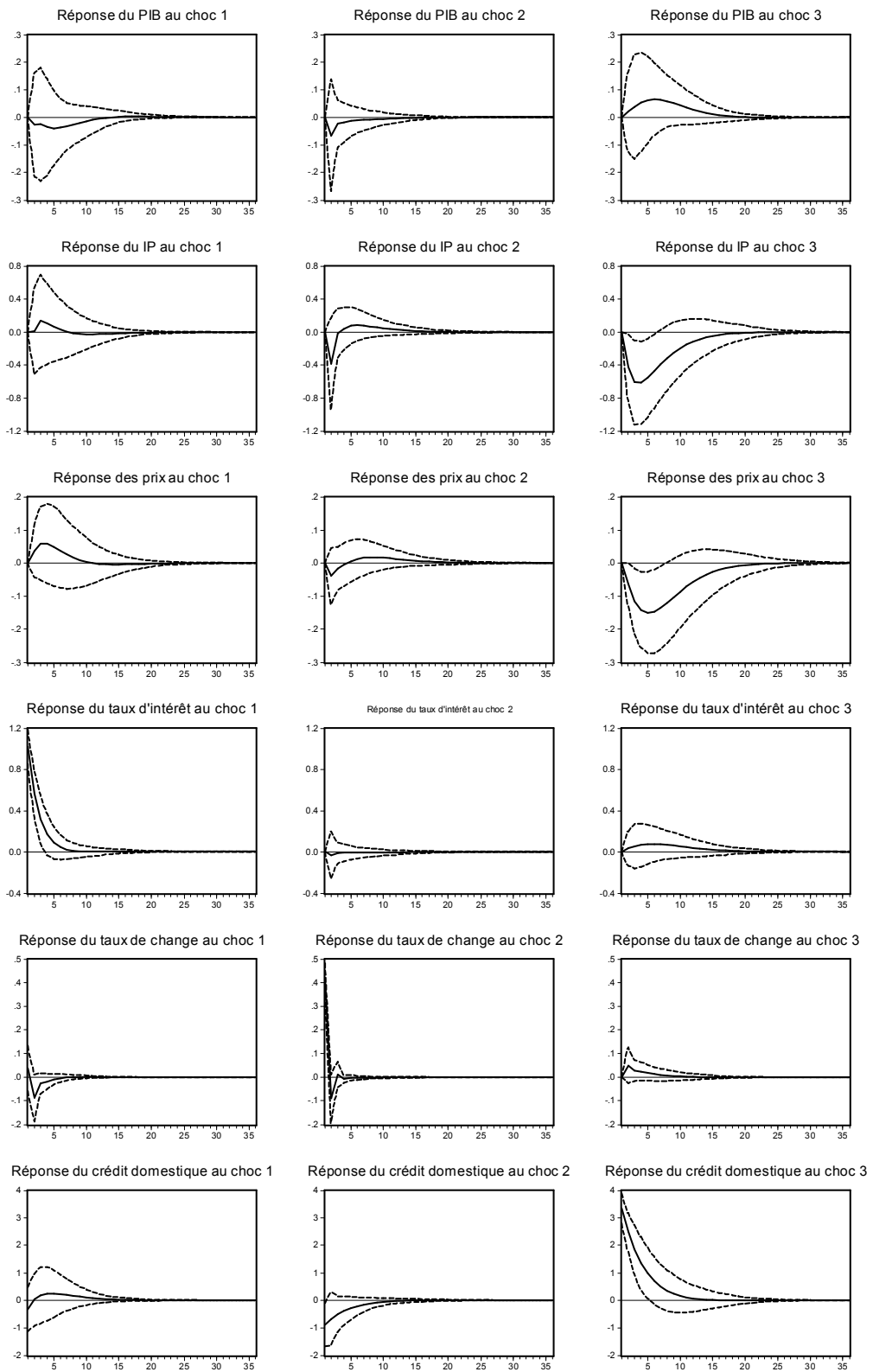
Graphique 2b : Lituanie



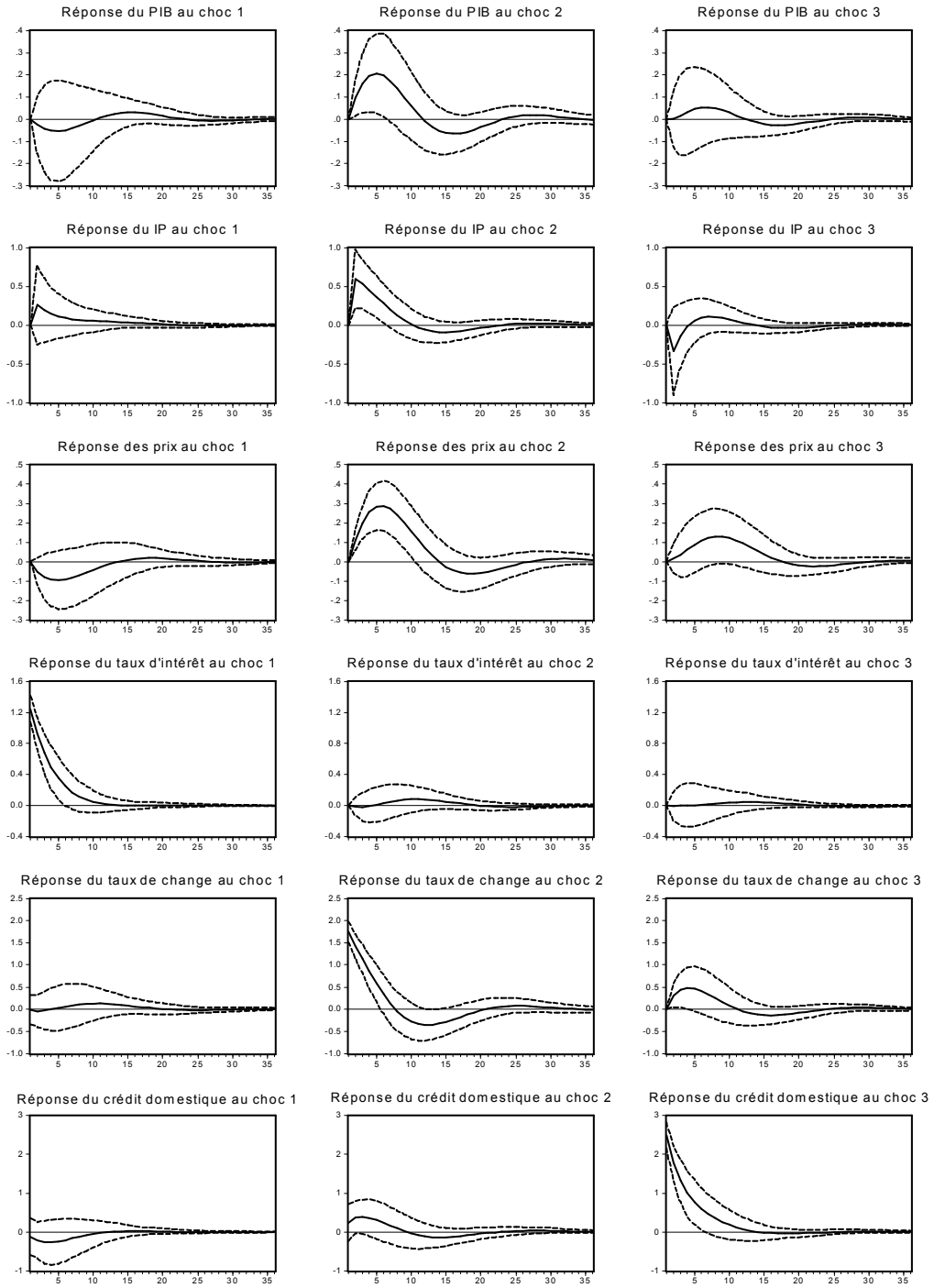
Graphique 2c : Hongrie



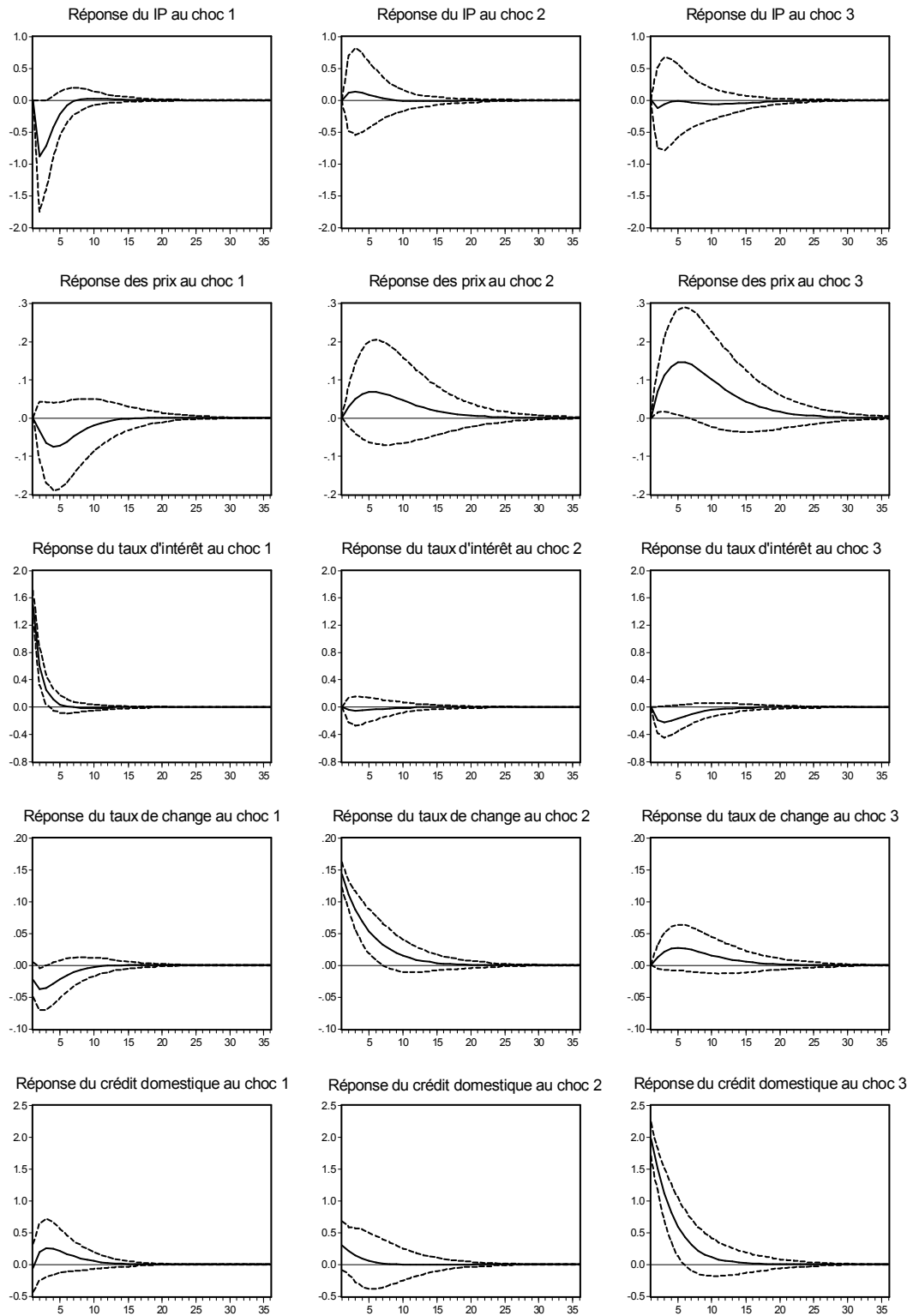
Graphique 2d : Lettonie



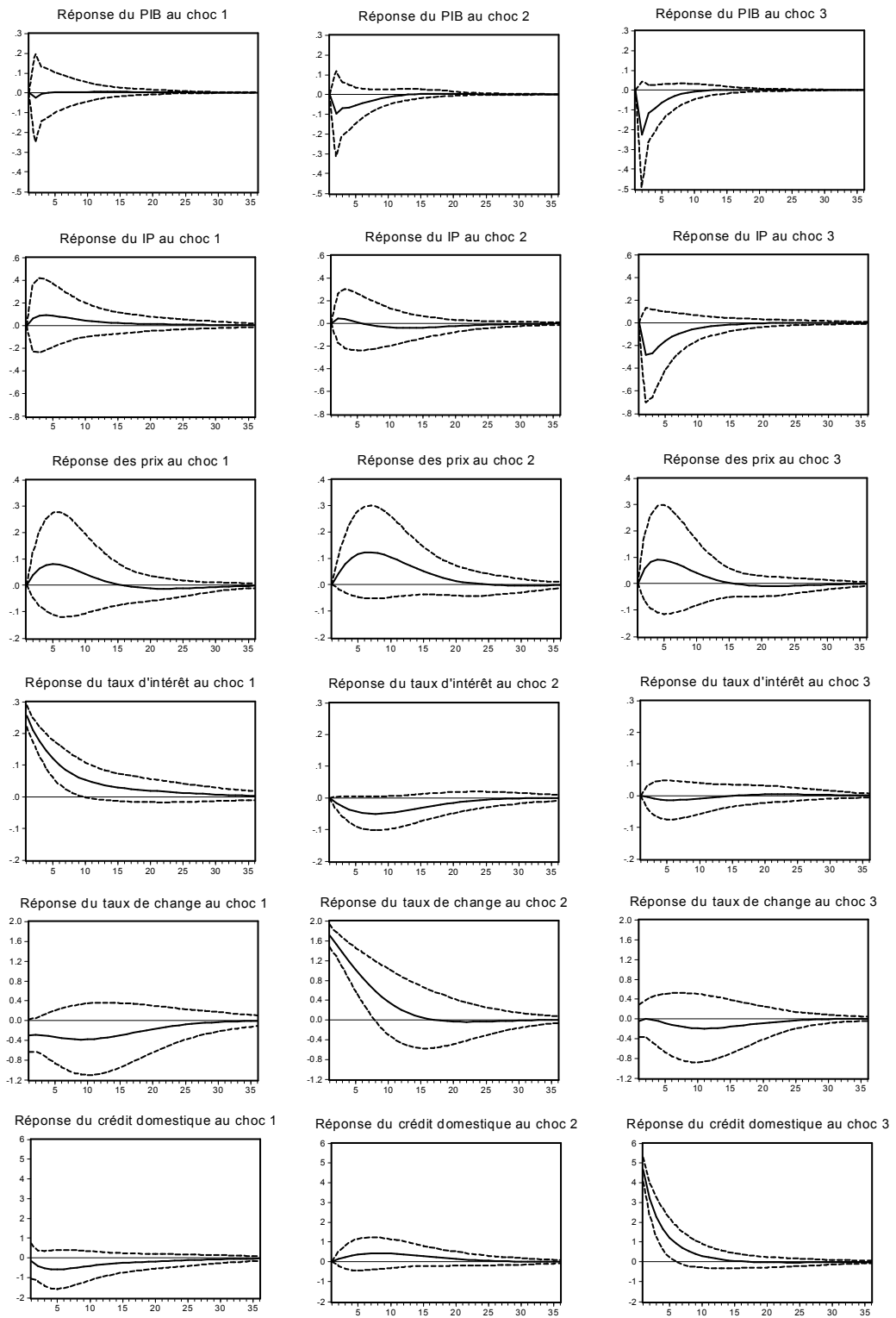
Graphique 2e : République Tchèque



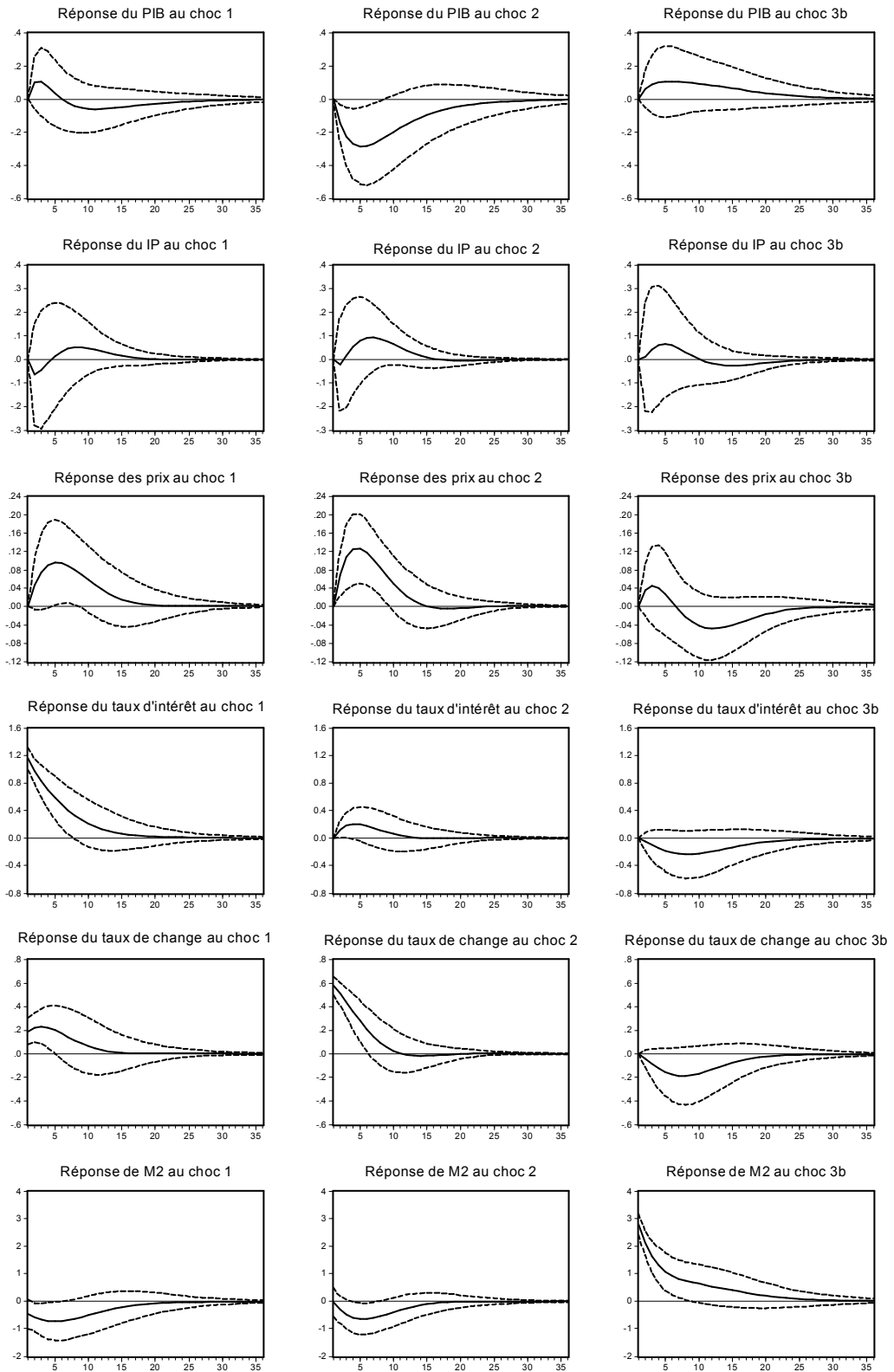
Graphique 2f : Pologne



Graphique 2g : Slovaquie

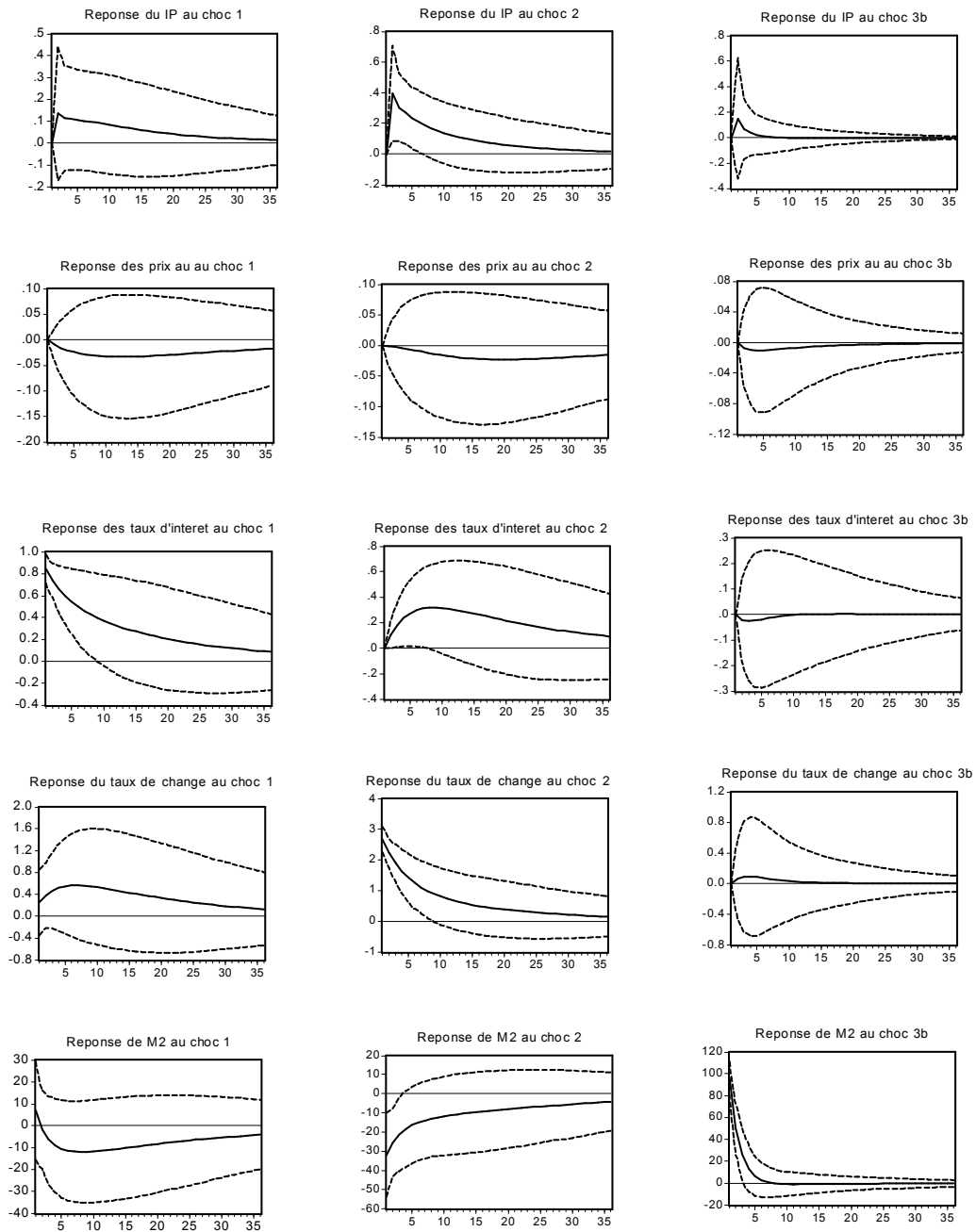


Graphique 2h : Slovénie



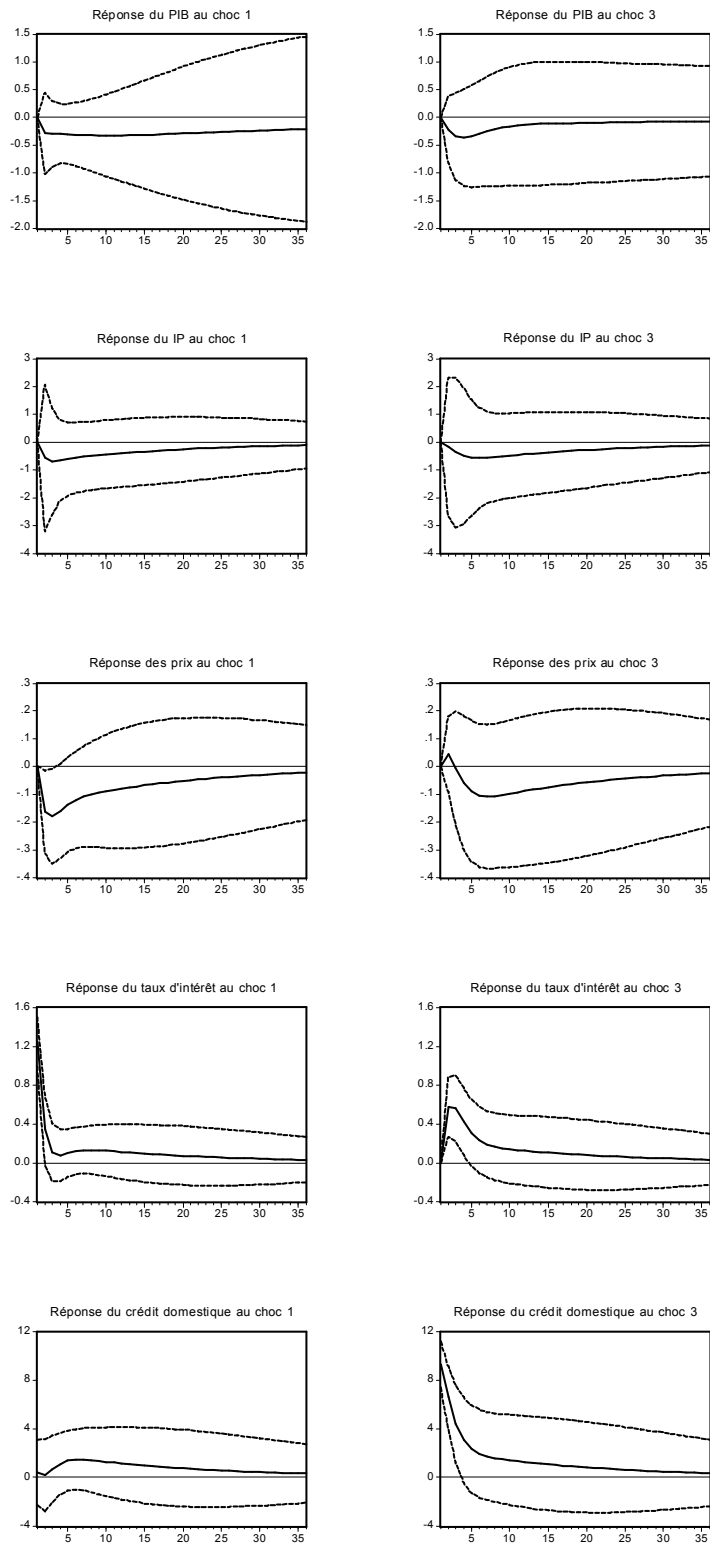
Annexe 3 : Fonctions des réponses pour les sous – périodes étudiées²

Graphique 3a: Hongrie (1995:01 - 2001:09)

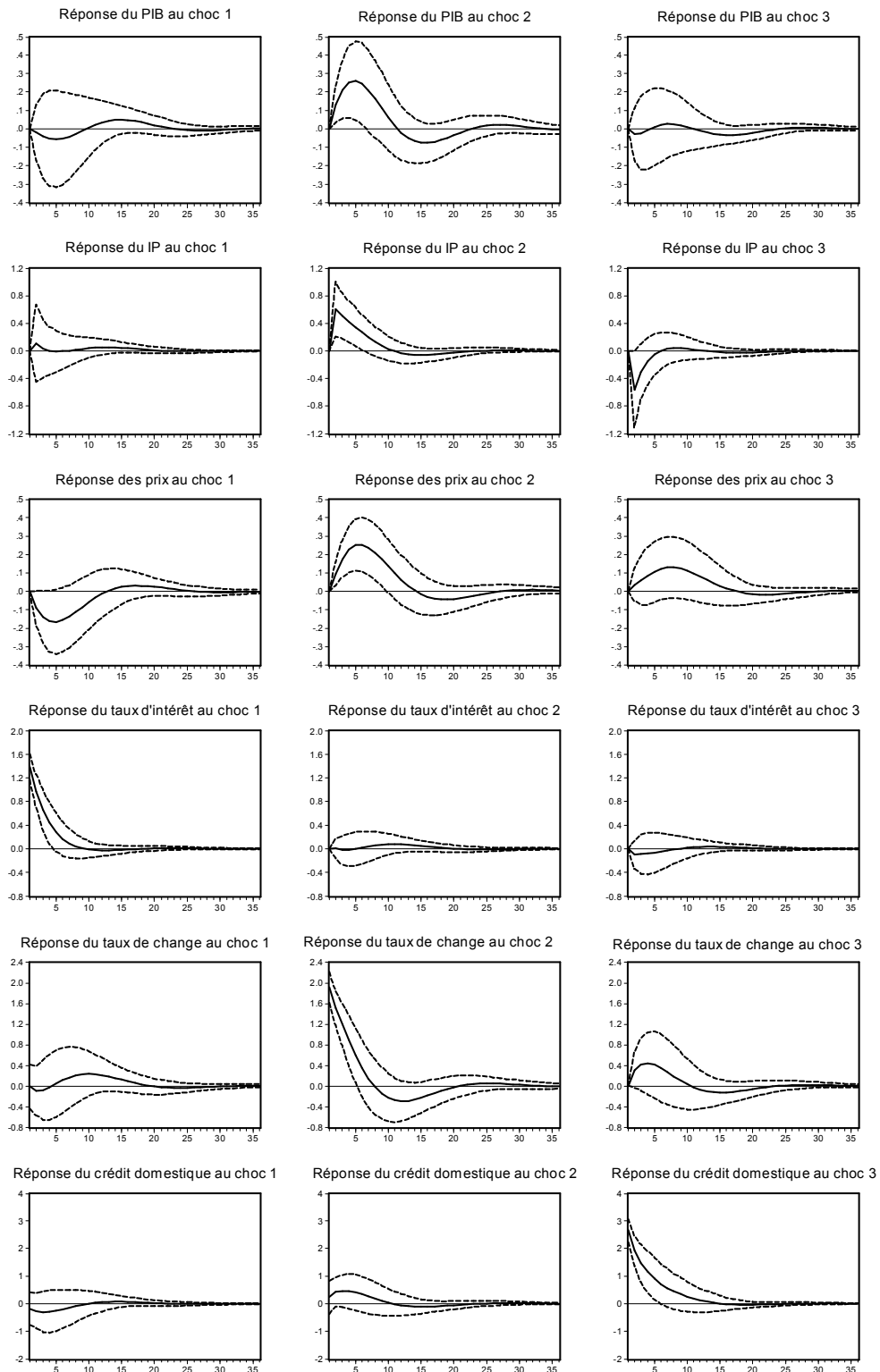


² Le choc 1 représente un choc positif sur le taux d'intérêt, le choc 2 montre un choc positif sur le taux de change, le choc 3 indique un choc sur le crédit domestique et le choc 3b représente un choc positif sur la M2.

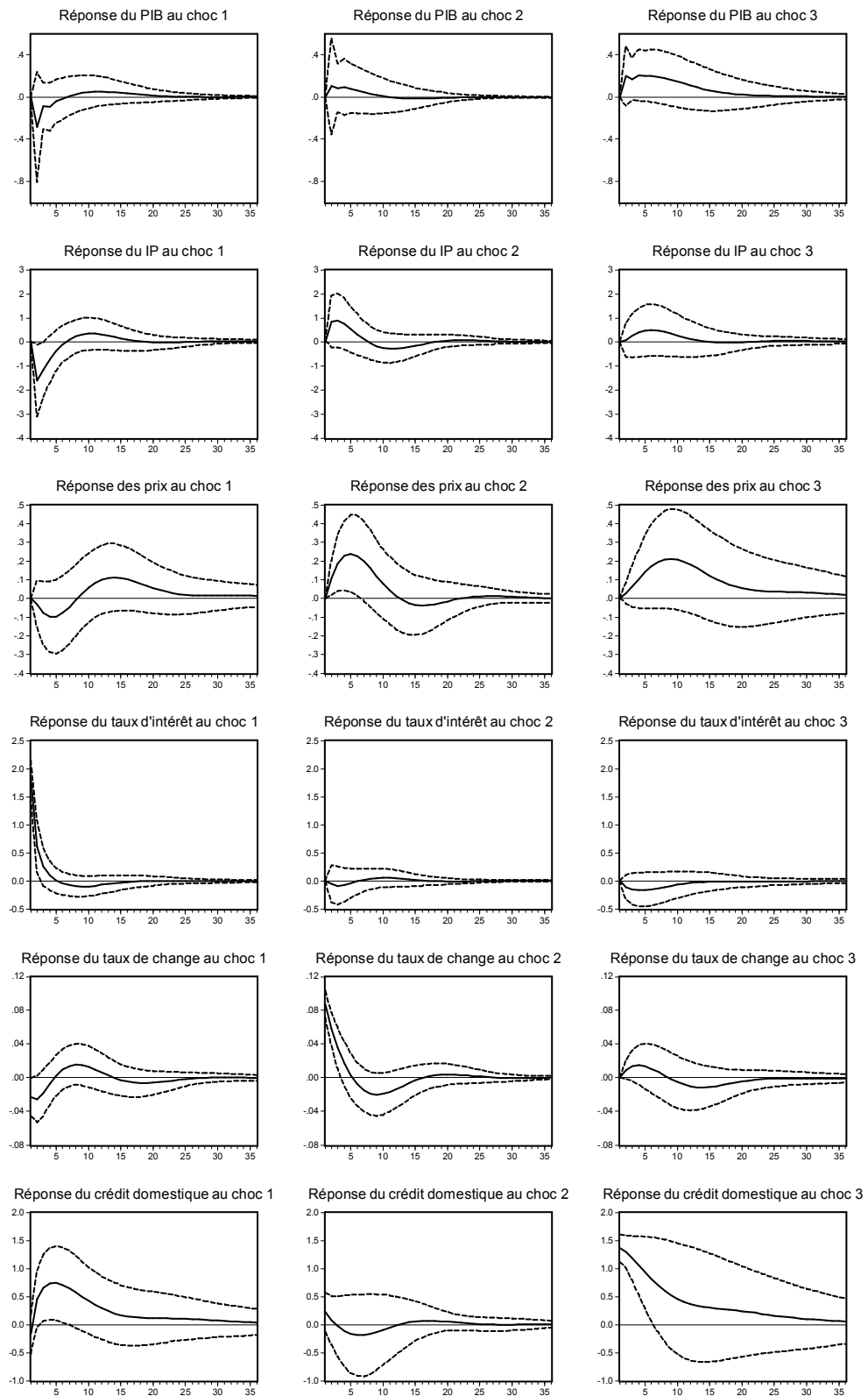
Graphique 3b : Lituanie (1997:01 – 2002:01)



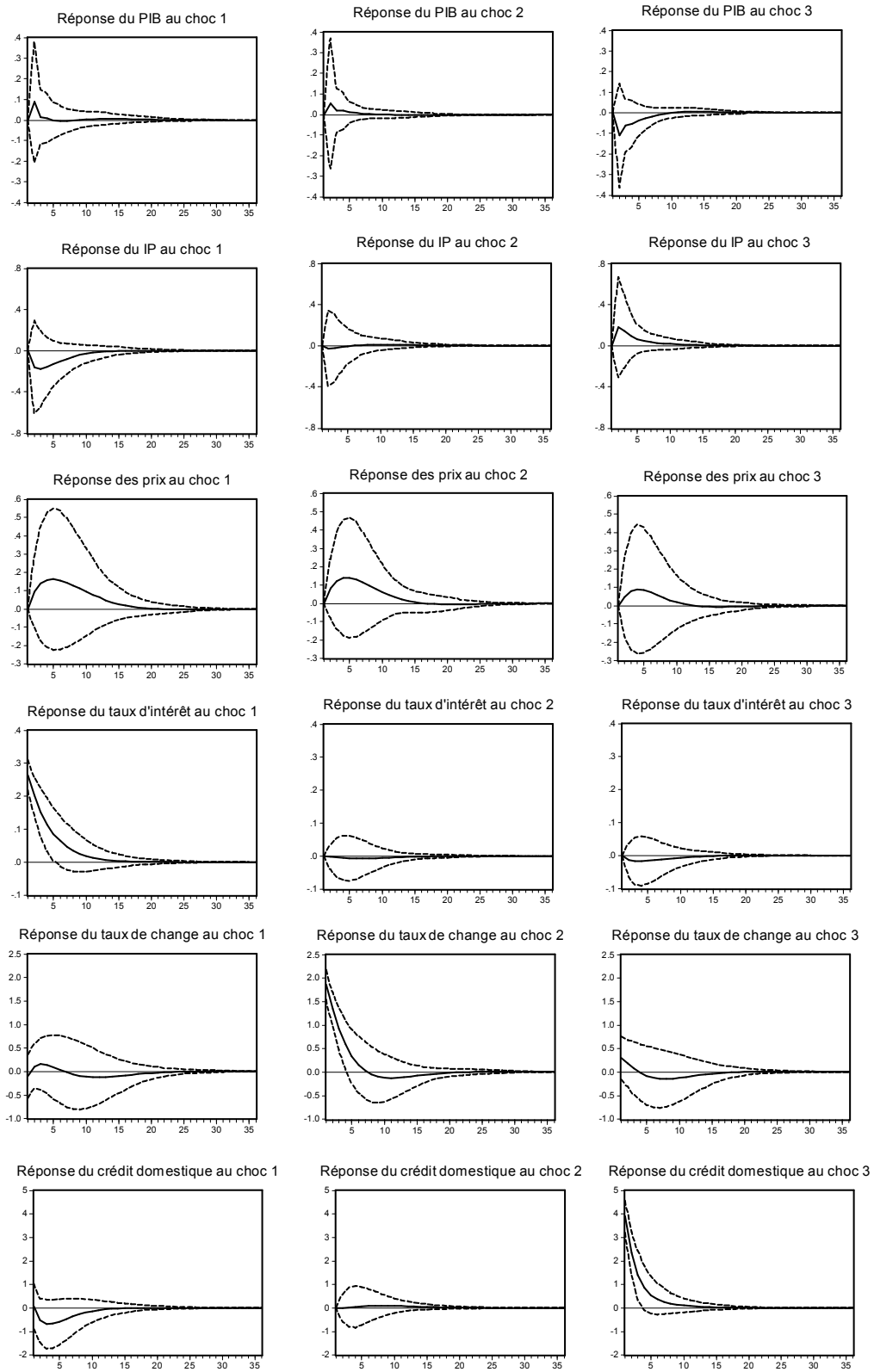
Graphique 3c : République Tchèque (1997:07-2004:04)



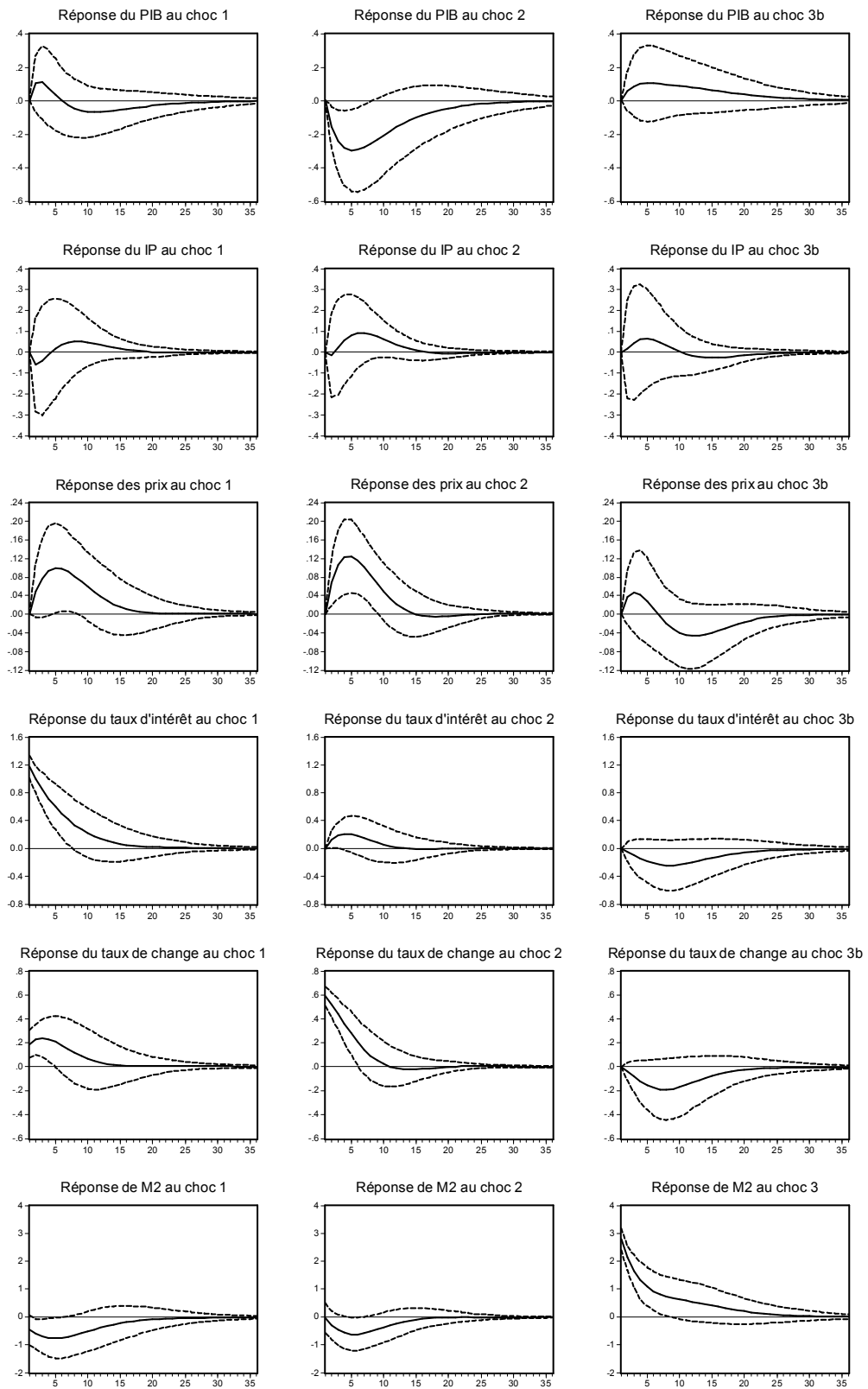
Graphique 3d : Pologne (1995 :01 – 2000 :03)



Graphique 3e : Slovaquie (1998:10 –2004:04)

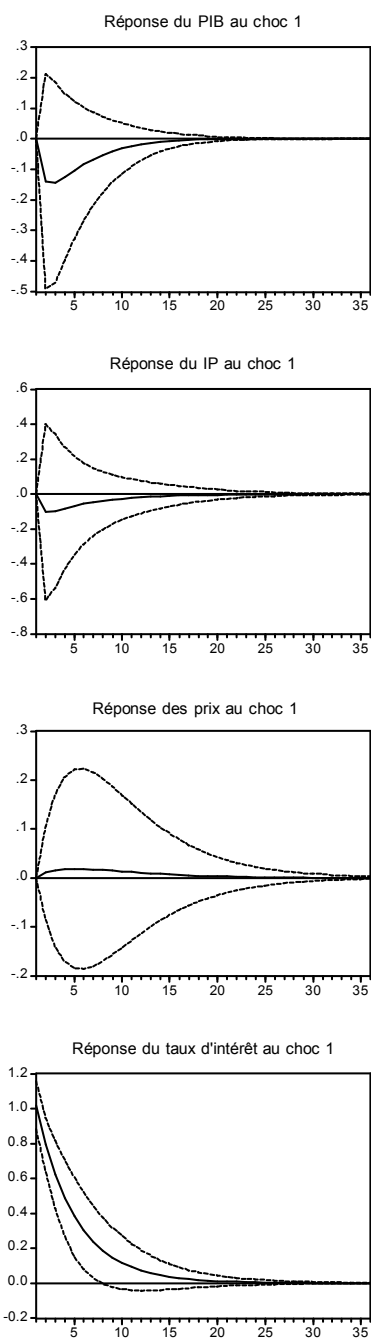


Graphique 3f : Slovénie (1995 : 01 – 2003 : 11)



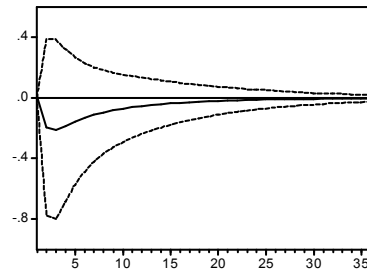
Annexe 4 : Fonctions de réponse sur l'ensemble de la période pour le modèle (3)

Graphique 4a : Estonie

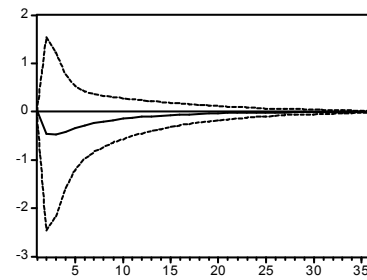


Graphique 4b : Lituanie

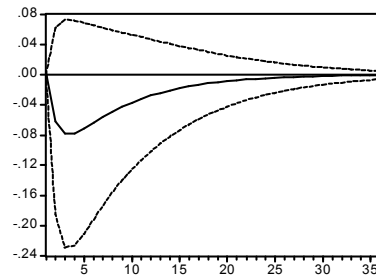
Réponse du PIB au choc 1



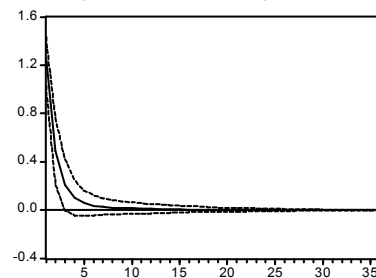
Réponse du IP au choc 1



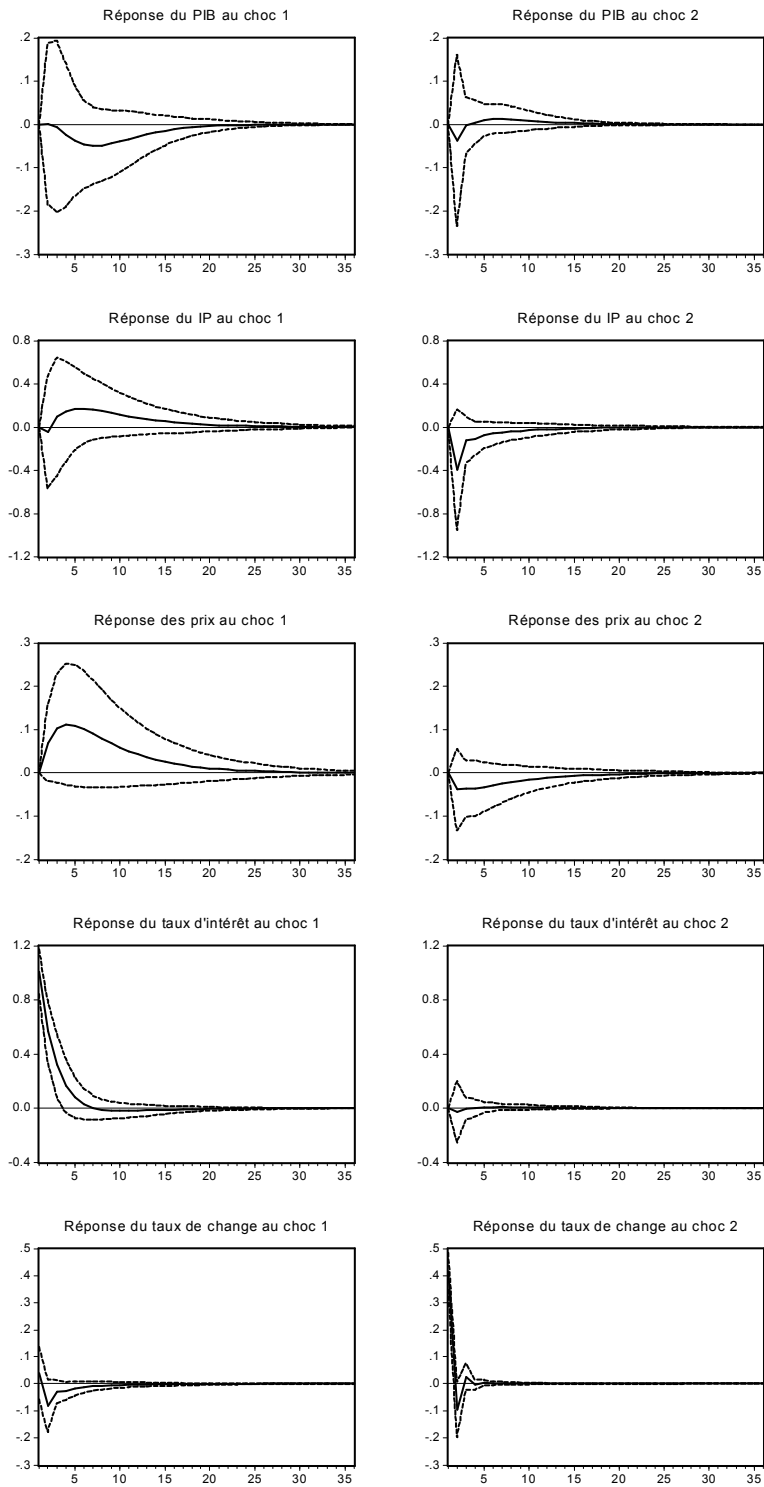
Réponse des prix au choc 1



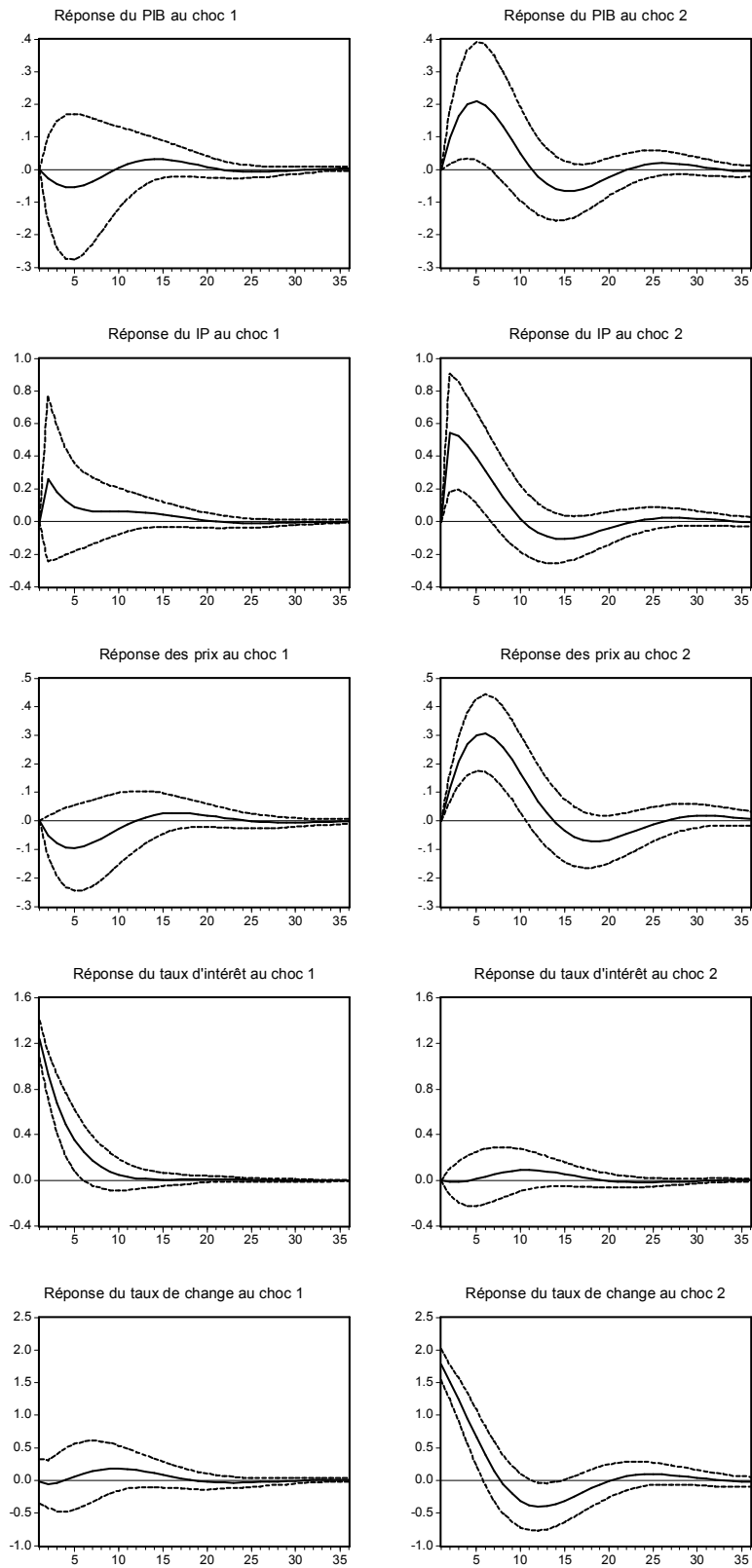
Réponse du crédit domestique au choc 1



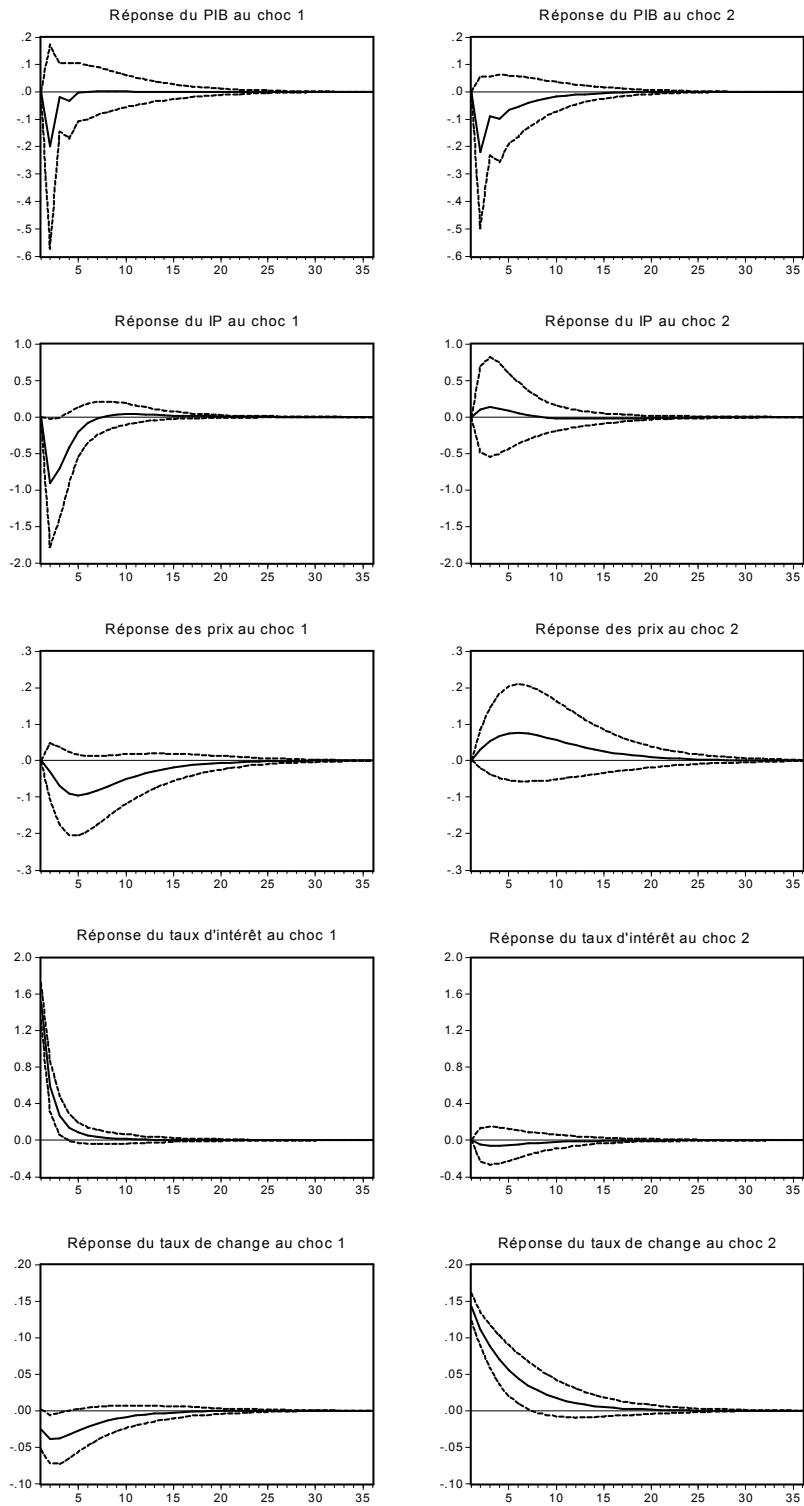
Graphique 4c : Lettonie



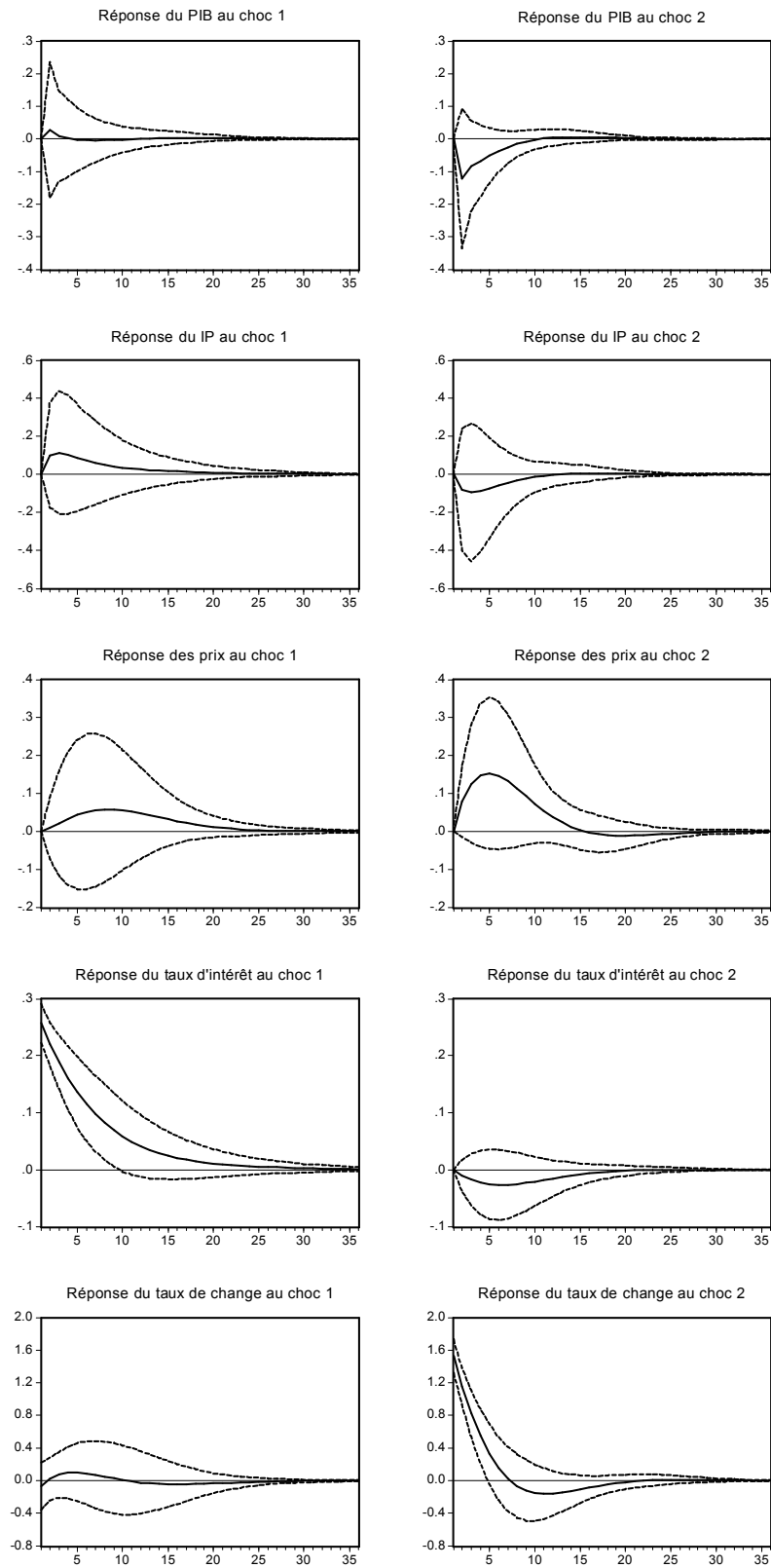
Graphique 4d : République Tchèque



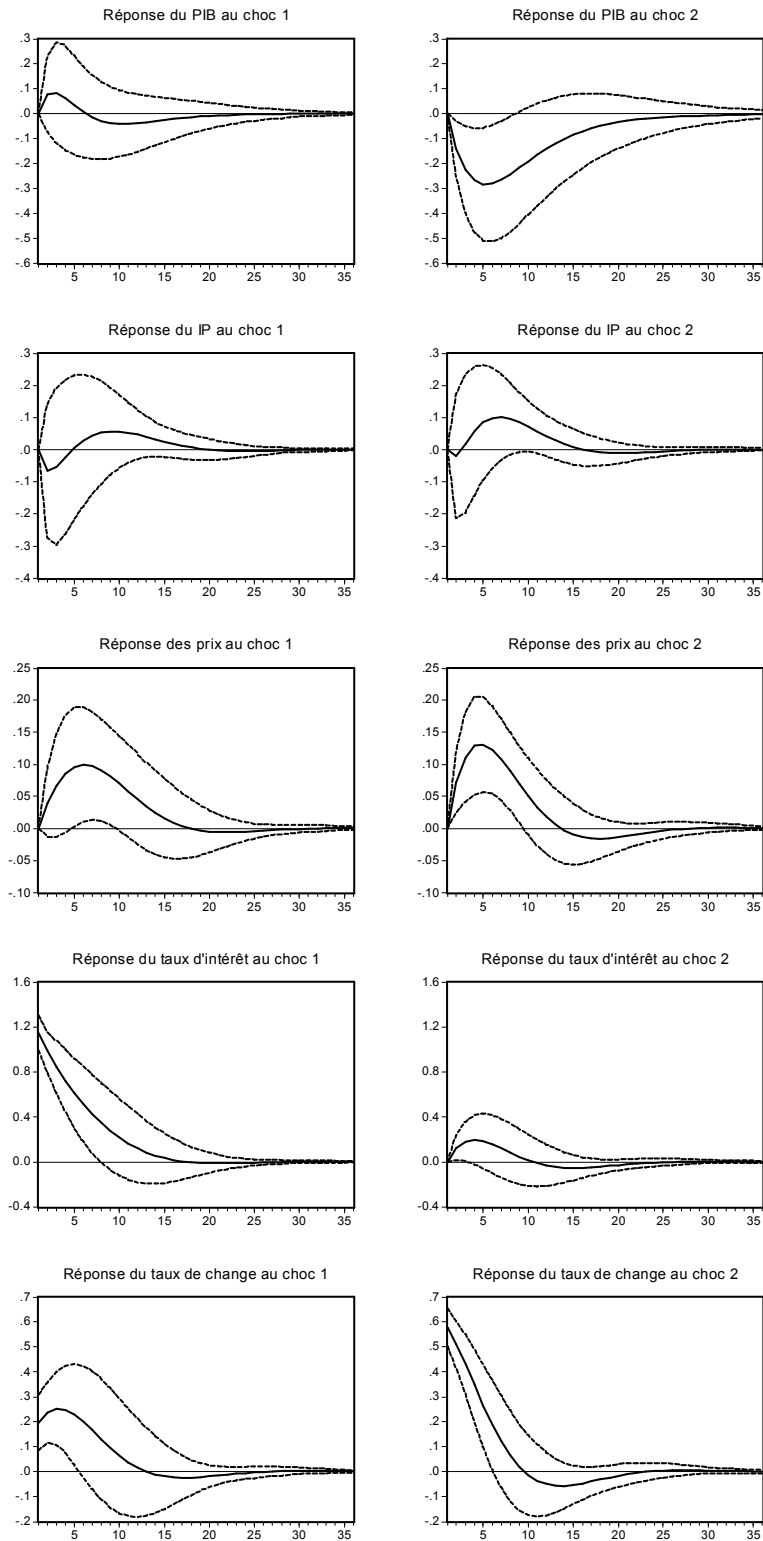
Graphique 4e : Pologne



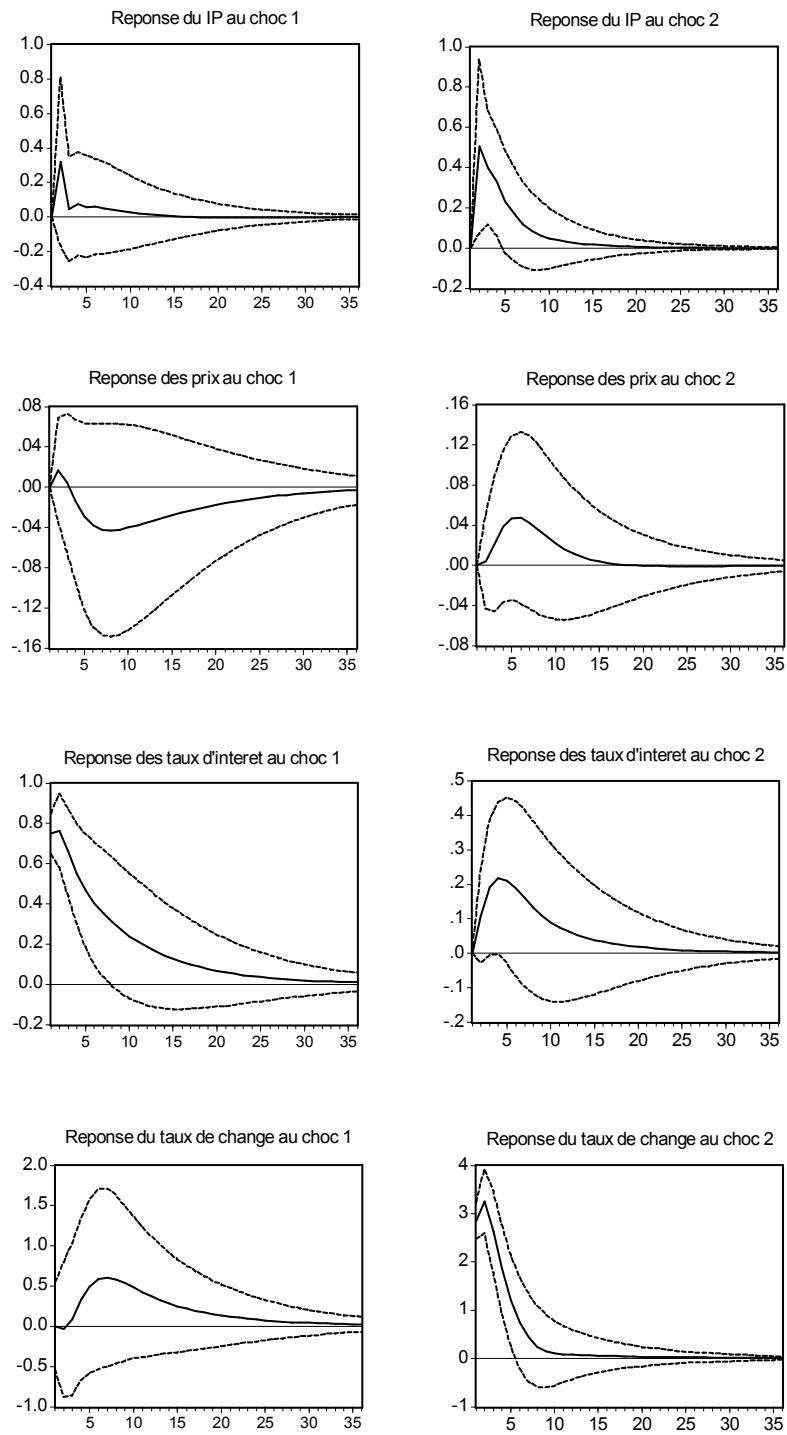
Graphique 4f : Slovaquie



Graphique 4g : Slovénie



Graphique 4h : la Hongrie



CHAPITRE 3

Transmission de la politique monétaire dans les PECO : une estimation avec un modèle VAR

Introduction

La période 1998-2004 a été la scène de deux événements notables, de nature à renouveler profondément la question du choix du régime de change dans les pays émergents, notamment dans les PECO. En premier lieu, le 1^{er} janvier 1999, onze pays membres de l'UE ont adopté la monnaie unique européenne. Cet événement n'a fait que préfigurer, à un horizon rapproché, l'élargissement du cercle des quinze membres de la construction européenne à vingt-cinq participants, par l'intégration en mai 2004 de dix pays de l'Europe centrale et de l'est.

Les progrès réalisés tout au long du processus d'intégration commerciale et monétaire offrent un cadre utile pour étudier les particularités des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans le cas des pays non-membres de la zone

euro. Alors que, le chapitre précédent s'était donné pour objectif d'analyser du point de vue empirique l'importance relative de chacun des canaux de transmission de la politique monétaire couramment mis en évidence dans la littérature, i.e. le taux de change, le taux d'intérêt et le canal du crédit pour des pays ayant une diversité des régimes de change, ce chapitre s'attache à fournir une étude des mécanismes de transmission de la politique monétaire à partir d'un autre modèle VAR, uniquement pour les PECO où le canal du taux d'intérêt avait du mal à s'imposer comme un véritable canal direct. Plus précisément, il s'agit de tester notamment l'importance relative du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire dans le cas de la Hongrie, de la Pologne, de la République Tchèque et la Slovaquie. Les résultats des estimations soulignent à nouveau une hétérogénéité persistante des mécanismes de transmission de la politique monétaire au sein de nouveaux entrants. En effet, les différents schémas d'identification proposés à partir de l'étude de Peersman et Smets (2003), n'aboutissent pas à résoudre dans tous les cas, les problèmes de *price puzzles*, en confirmant encore une fois, en accord avec d'autres recherches empiriques sur le sujet, la faiblesse du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire pour les nouveaux entrants. Il convient, cependant, de souligner que le canal du taux d'intérêt semble plus puissant que celui du taux de change dans le cas de la Hongrie, résultat qui n'a pas été obtenu l'aide du modèle VAR présenté dans le chapitre précédent.

La structure du chapitre est la suivante. La première partie est consacrée à la présentation du modèle de base, aux aspects méthodologiques et aux sources de données. Les commentaires des résultats obtenus à la suite des estimations du modèle de base sont dévoilés en deuxième partie. La troisième section analyse la robustesse du modèle de base et propose un schéma d'identification alternatif afin

d'étudier les mécanismes de transmission des chocs monétaires dans les quatre PECO. Finalement, la dernière section vient formuler les conclusions.

3.1 LE MODELE DE BASE

3.1.1 La spécification VAR et quelques aspects méthodologiques

Dans cette section nous présentons un modèle VAR ayant pour but d'étudier les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans quatre pays d'Europe Centrale et Orientale. La spécification VAR a la représentation ci-après :

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + B(L)X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où Y_t est le vecteur des variables endogènes et X_t est le vecteur des variables exogènes. Dans notre cas, le vecteur des variables exogènes inclut dans l'ordre : la production industrielle de la Zone Euro (y_t^{ZE}) le taux d'intérêt interbancaire des pays participant à l'euro (r_t^{ZE}) et un indice large des prix de matières premières (cp_t).

$$X'_t = [y_t^{ZE} \quad r_t^{ZE} \quad cp_t] \quad (2)$$

Les trois variables exogènes viennent refléter à la fois la contrainte extérieure qui pèse sur les pays analysés, leur intégration croissante dans la zone euro et leur exposition à différents chocs d'offre. D'autre part, elles veulent résoudre les bien connus *price puzzles*. En prenant ces variables comme exogènes, nous considérons également qu'il n'y a pas de feedback des variables endogènes vers les variables exogènes, c'est-à-dire, il n'y a pas d'influence des petits pays sur les grands ce qui renvoie à une hypothèse classique des modèles en économie ouverte.

Dans ce modèle, le vecteur des variables endogènes (Y'_t) contient : la production industrielle (y_t), l'indice de prix à la consommation (p_t), le taux d'intérêt (r_t) et le taux de change effectif réel (x_t) : $Y'_t = [y_t \ p_t \ r_t \ x_t]$ (3)

La première équation du modèle est une courbe IS classique représentant l'ensemble des niveaux de production et des taux d'intérêt compatibles avec l'équilibre sur le marché des biens et services pour tout niveau donné des prix. Sa pente est négative car toute hausse du taux d'intérêt décourage la consommation et l'investissement et en conséquence, l'équilibre exige une baisse de la production. La deuxième équation du modèle renvoie à la courbe de Phillips qui décrit la relation entre l'inflation et le taux de chômage d'équilibre. La troisième équation est une fonction de réaction des autorités monétaires. La quatrième équation reproduit une relation correspondant à l'équilibre sur le marché extérieur (l'équation de la balance des paiements)¹. L'inclusion du taux de change effectif réel qui affecte le compte courant primaire² fournit des informations utiles liées au fait que les fluctuations du taux de change nominal par rapport à l'euro sont justifiées par une grande partie des fluctuations dans le taux de change effectif réel puisque ce dernier est une moyenne pondérée des taux de change du pays étudié par rapport à ses principaux partenaires commerciaux. Les variables endogènes sont exposées dans l'ordre proposé en (3). La transmission

¹ Il convient de souligner que, dans une économie de marché sans mobilité des capitaux, la loi de la parité du pouvoir d'achat, nous suggère que le taux de change réel doit être stationnaire ou constant à long terme. Le taux de change réel est une fonction de taux d'intérêt réel et de trend.

² Une dépréciation (appréciation) du taux de change réel améliore ou détériore le compte courant primaire en déplaçant des ressources du secteur des biens non-échangés (échangés) vers le secteur des biens échangés (non-échangés) et en poussant la consommation à la baisse (à la hausse).

du mécanisme monétaire pour les quatre pays examinés est identifiée à l'aide de la décomposition de Choleski. Il convient de noter que, l'ordre choisi des variables explicatives met en évidence des hypothèses traditionnelles sur l'impact de court terme des chocs monétaires sur la sphère réelle. A court terme, les chocs sur le taux d'intérêt et sur le taux de change n'ont pas un impact soudain sur la production et les prix, mais, ils peuvent affecter immédiatement le taux de change.

3. 1.2 Description des données et sources

Notre analyse se déroule sur une période allant de 1995 jusqu'en 2004 en utilisant des données mensuelles qui cumulent 112 observations pour chaque pays. Les données proviennent de la base de données du FMI (*IFS – International Financial Statistics*). Il convient de souligner que nous ne prenons pas en compte les années instables de la transition susceptibles de biaiser les estimations.

Les modèles VAR ont été construits en utilisant des données de la production industrielle, des indices de prix à la consommation, de taux d'intérêt, de taux de change réel et de prix de matières premières. Les données de la production industrielle et des prix à la consommation sont complètes pour tous les pays (ligne 66 et 64, IFS). Les données utilisées du taux d'intérêt sont celles du taux du marché monétaire qui est le seul taux disponible pour la plupart des PECO durant l'ensemble de la période étudiée (ligne 60b, IFS). Toutefois, il convient de noter qu'en l'absence de données suffisantes, le taux du marché monétaire a été remplacé

par le taux de dépôt pour la Slovaquie. Ajoutons qu'une augmentation du taux de change effectif réel (ligne 65, IFS) correspond à une appréciation réelle³.

3.1.3 Discussions techniques

Chacun des modèles VAR est, d'abord, estimé en niveau à l'aide de données mensuelles sur une période allant de 1995:01 à 2004:01. L'analyse en niveau suppose, dans un premier temps, l'existence des relations de cointégration implicites dans les données macroéconomiques⁴. Il ne s'agit donc pas de poursuivre une analyse explicite du comportement de long terme de l'économie à l'aide d'un échantillon s'étalant seulement sur une dizaine d'années. Afin de déterminer le nombre approprié des retards que les modèles VAR en niveau exigent pour les variables endogènes, plusieurs critères sont pris en compte. Pour les pays étudiés, le critère d'Akaike recommande en général 2 retards, tandis que le critère de Schwartz nous indique 1 retard. Pour assurer la comparabilité entre les modèles proposés et par conséquent, dans les résultats et pour préserver un nombre plus élevé de degrés de liberté, nous choisissons un seul retard recommandé par le critère de Schwartz.

³ L'augmentation de l'indice représente une appréciation réelle de la monnaie nationale de l'un des PECO, c'est-à-dire un accroissement du prix relatif des biens de chaque PECO par rapport au prix du bien à l'étranger mesuré en monnaie nationale. Une baisse de l'indice représente une dépréciation réelle.

⁴ La fragilité de l'hypothèse de cointégration est discutée plus largement dans le deuxième chapitre. Cependant, les résultats des tests ADF et KPSS ainsi que, celui de cointégration de Johansen sont étalés en annexes. D'autre part, l'analyse de la robustesse des fonctions de réponse sur différentes sous périodes reflète la stabilité des modèles VARs analysés.

Concernant les variables exogènes, elles entrent d'une manière contemporaine dans les modèles VAR, c'est-à-dire sans retard.

Afin de tester la stabilité du modèle, nous appliquons pour chaque pays de l'échantillon le test de Chow qui est fondé sur la détermination *a priori* des points de rupture. Les résultats obtenus viennent nous montrer que la stabilité de l'ensemble des coefficients est vérifiée au seuil de 5% pour tous les pays de l'échantillon lorsqu'on prend comme point de rupture le mois de janvier 1998. Ajoutons que, le test de Chow nous indique des points de rupture pour les années dans lesquelles ces pays (République Tchèque - 1998:11, Pologne - 2000:05, Hongrie - 2001:10) ont opéré des changements essentiels dans les régimes de change et/ou de politique monétaire après des périodes de crises financières internes/internationales⁵. Afin de vérifier la robustesse de ces résultats, nous présenterons ultérieurement la stabilité des fonctions de réponse du VAR en niveau correspondant aux différentes périodes.

3.2 Résultats préliminaires et commentaires

3.2.1 Effets des chocs monétaires : une description d'ensemble

Les résultats des deux spécifications VARs pour les quatre PECO sont présentés dans les annexes 1. Ces graphiques montrent les fonctions de réponse estimées par les moindres carrés ordinaires, encadrés par deux courbes inférieure/supérieure de l'intervalle de confiance de l'estimation (plus ou moins deux écarts-types). Rappelons que l'analyse d'un choc consiste à mesurer l'impact de la variation d'une

⁵ Il s'agit de la dévaluation tchèque et des autres crises financières internationales entre 1997-2001 (crise asiatique, russe, brésilienne et argentine).

innovation sur les autres variables endogènes. Ainsi, les courbes nous révèlent les effets d'un choc monétaire, d'un écart type, sur la production industrielle, les indices des prix à la consommation, le taux du marché monétaire et le taux de change réel. Il convient de préciser que, dans l'annexe 1, nous présentons le modèle qui n'intègre pas les variables quantitatives.

Une comparaison entre les deux modèles (sur la période d'ensemble et les sous-périodes) nous indique, à première vue, quelques particularités intéressantes. Dans ce sens, les premières estimations viennent suggérer un impact différent d'un choc de taux d'intérêt, principalement en ce qui concerne la sphère réelle (production et prix). En terme d'ampleur, nous observons une réaction hétérogène de la production à un choc positif sur le taux d'intérêt au niveau de chaque pays. Au plan statistique, malgré l'hétérogénéité de réponse de la production à un choc de taux d'intérêt, la variation de celle-ci ne demeure pas très significative. En ce qui concerne la réaction des prix, on constate la présence de *price puzzles* (augmentation des prix suite à une hausse de taux d'intérêt) sur la période d'ensemble, dans les cas de la République Tchèque, la Pologne et la Slovaquie.

L'examen des sous-échantillons, distinguant des régimes homogènes de politique monétaire/régime de change, vient nous révéler pourtant un examen distinct. En effet, dans le cas de la République Tchèque et la Pologne nous parvenons à résoudre les problèmes de *price puzzles* rencontrés sur la période d'ensemble (Slovaquie exceptée). Notons que, pour la Pologne, les prix semblent réagir davantage par rapport aux autres pays de l'échantillon durant les sous-périodes. La réaction du taux de change réel reste également différente, en terme d'ampleur et de signe, pour chacun des pays de notre échantillon. Il convient de préciser qu'une augmentation inattendue du taux d'intérêt tend être généralement

suivie d'une appréciation du taux de change réel et d'une chute provisoire de produit⁶. Dans notre cas, cette hypothèse semble se confirmer dans les cas de la Pologne et de la République Tchèque. Dans le cas de la Hongrie et de la Slovaquie, les réactions du taux de change réel à un choc positif sur le taux d'intérêt pourraient s'inscrire dans la lignée des résultats obtenus dans le contexte des économies en transition (à savoir, Halpern et Wyplosz (1997)), selon lesquels dans un premier temps, le taux de change réel se déprécie brusquement, en poursuivant la libéralisation, et ultérieurement s'apprécie. Le problème qui surgit à cet égard, est qu'il n'est pas évident lorsque l'appréciation du taux de change réel se traduit par une perte de compétitivité, et par conséquent, par une diminution de la production ou lorsque la croissance de productivité, initialement observée, débouche vers une appréciation réelle.

De manière générale, dans tous les pays étudiés, un choc sur le taux d'intérêt se traduit par une baisse du niveau des prix (à l'exception de la Slovaquie) et de la production sur les sous-échantillons examinés ainsi que, par une appréciation du taux de change réel (Hongrie et Slovaquie exceptées). En nous rapportant aux études de Peersman et Smets (2003) et Mojon et Peersman (2003) ainsi qu'à l'article de Kim et Roubini (2000) ou de Roubini et Grili (1995), les résultats obtenus semblent suggérer que la contraction temporaire du produit ainsi que le déclin du niveau des

⁶ Voir Edwards (1986), Aghion et Blanchard (1993), Halpern et Wyplosz (1997), Grafe et Wyplosz (1997); les deux dernières études, pour un modèle de détermination du taux de change réel dans les économies en transition.

prix suite à un choc positif sur le taux d'intérêt, sont moins profonds⁷ au sein de nouveaux entrants dans l'Union Européenne que pour les pays membres de la zone euro. Il convient également d'ajouter qu'un déclin permanent du niveau des prix et une diminution temporaire de la production suite à un accroissement de taux d'intérêt, retrouvés en tant que résultats pour les pays de notre échantillon, sont en accord avec les prédictions de la théorie économique.

Dans l'annexe 1, à part l'impact d'un choc de politique monétaire (c'est-à-dire d'un choc positif sur le taux d'intérêt nominal r), nous avons aussi présenté l'impact des autres chocs sur les principales variables macroéconomiques du modèle : il s'agit de chocs sur y qui peuvent être interprétés comme chocs de demande, de chocs sur p traduits comme chocs d'offre et de chocs sur x interprétés comme chocs financiers (par exemple, sunspot ou tache solaire discutés au chapitre 4). En accord avec les modèles macroéconomiques (Blanchard et Quah, 1989), nous considérons que, seulement les chocs d'offre ont un impact permanent sur la production, tandis que, les autres chocs (chocs de demande, de politique monétaire ou de taux de change) n'ont pas d'impact à long terme sur la production. Pour distinguer les chocs de demande agrégés de chocs de politique monétaire ou de taux de change, nous assumons que, ces deux derniers n'ont pas d'impact immédiat sur la production. Finalement, pour faire la distinction entre les chocs de politique monétaire et ceux de taux de change nous considérons que le taux d'intérêt n'est pas immédiatement affecté par les fluctuations de taux de change.

⁷ Notons que, dans le cas de la Pologne et de la Hongrie la réaction du produit est plus profonde que celle retrouvée pour les pays industrialisés (Royaume Uni, France, Italy) dans l'étude de Kim et Roubini (2000), le minimum de l'effet sur le produit se situant à (-0.008 pour la Hongrie et -0.0065 pour la Pologne) par rapport à la valeur de -0.0058 des pays industrialisés.

Au niveau de chacun de quatre pays étudiés, la première ligne montre les réponses de la production, des prix, du taux d'intérêt et du taux de change réel à un choc positif de demande. Ainsi, nous observons qu'un choc de demande conduit généralement à une augmentation des prix et des taux d'intérêt nominal.

La deuxième ligne, présente l'impact d'un choc d'offre sur les autres variables endogènes considérées dans le modèle. Nous remarquons que, le choc d'offre a un effet positif sur la production (sauf dans le cas de la Pologne). Les deux variables ont des pics qui se situent de manière générale, entre 5 et 8 mois. Puisque l'inflation est faible, les taux d'intérêt diminuent à la suite d'un choc d'offre.

3.3 Une analyse plus robuste

Cette section a d'abord pour objectif d'étudier, la robustesse des résultats commentés à la section précédente. A cet effet, nous étudions la stabilité des fonctions de réponse sur différentes périodes, pour chaque pays examiné. Nous proposons, ultérieurement, une autre stratégie dans un contexte caractérisé par des données valables sur une période sensiblement plus courte que celle retrouvée dans le cas de Kim et Roubini (2000) ou Peersman et Smets (2003) qui analysent la transmission de la politique monétaire dans les pays industrialisés. Par ailleurs, les méthodologies économétriques retenues semblent mieux tenir compte des propriétés statistiques des données. Par conséquent, un schéma alternatif qui s'inspire de la méthodologie proposée par Gali (1992) et Gerlach et Smets (1995) est appliqué pour les quatre pays de l'Europe de l'Est. L'intérêt pour une telle analyse vient du fait que ces pays ont adopté durant la période d'étude au moins deux régimes de change et/ou de politique monétaire distincts ce qui rend l'étude de la robustesse des

fonctions de réponse sur différentes périodes nécessaire afin d'observer de potentielles différences dans les effets de transmission de la politique monétaire.

3.3.1 La stabilité des fonctions de réponse

Afin d'étudier la stabilité des modèles VARs exposés en section 3, cette partie vient reproduire les fonctions de réponse des spécifications VAR pour l'ensemble de l'échantillon et aussi, pour différentes sous-périodes correspondant généralement aux changements opérés par chaque pays dans son régime de change et/ou de sa politique monétaire (voir tableau 1, ci-après)⁹. Une telle investigation nous permet d'observer des modifications potentielles liées à la transmission de la politique monétaire de chaque pays durant la période examinée.

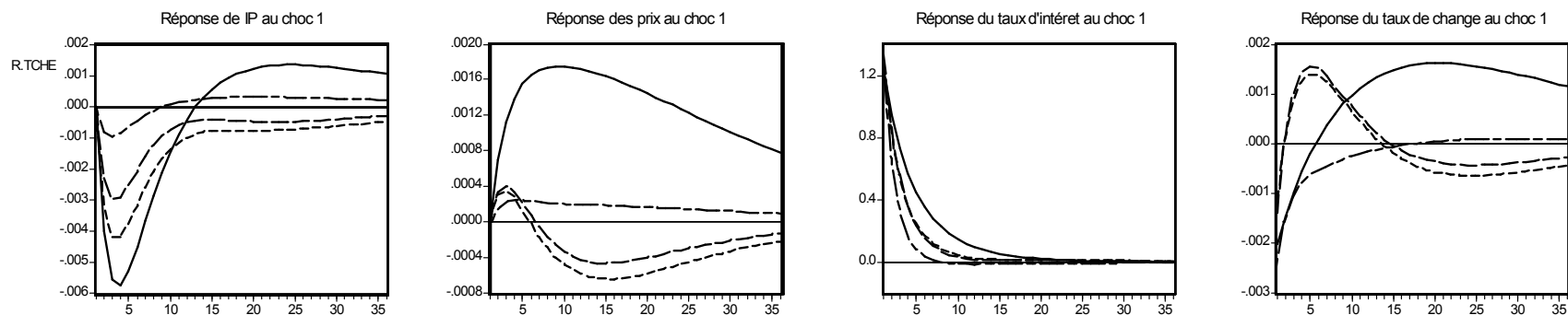
La figure 1 montre les fonctions de réponse à un choc de politique monétaire correspondant au modèle (3). Les lignes continues renvoient à la période d'ensemble (1994 – 2004) tandis que les autres se réfèrent à des sous - périodes différentes à partir de 1996, 1997 et 1998. Notons encore que l'analyse se déroule, pour tous les intervalles examinés, jusqu'au deuxième trimestre 2004.

Les fonctions de réponse exposées ci-dessus viennent confirmer la stabilité des modèles VARs pour la Slovaquie et la Pologne. Pour la République Tchèque et la Hongrie, nous constatons quelques différences qualitatives entre les fonctions de réponse des variables endogènes sur la période entière et les sous-échantillons.

⁹ L'absence de données de taux de change réel dans le cas de la Slovénie rend cette analyse inaccessible.

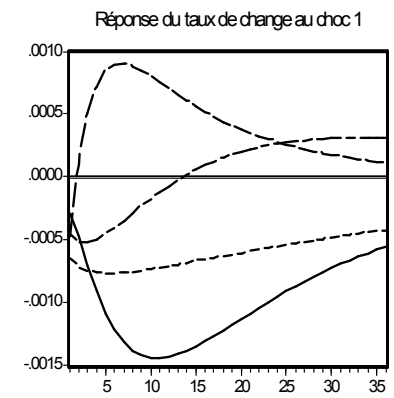
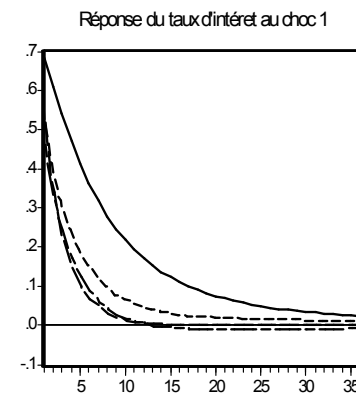
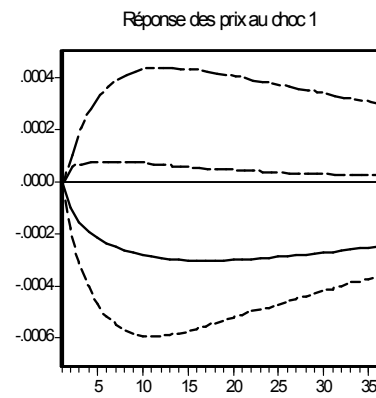
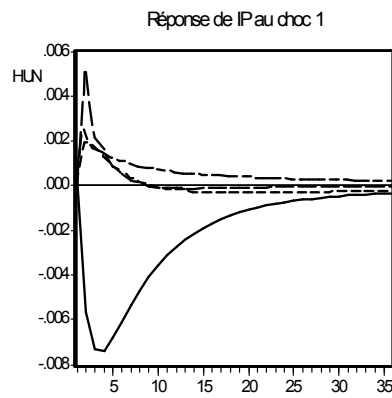
Figure 1 : Fonctions de réponse à un choc de politique monétaire dans les PECO¹⁰

1. République Tchèque :

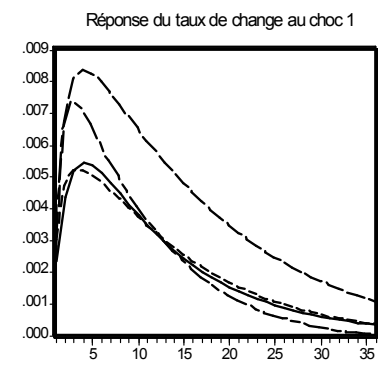
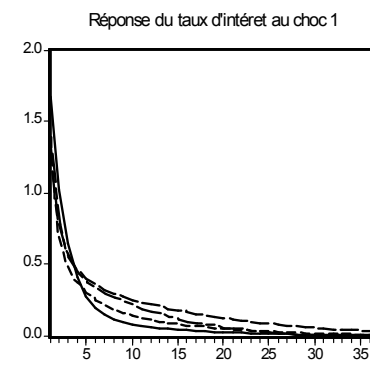
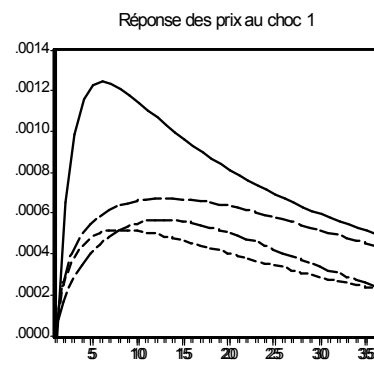
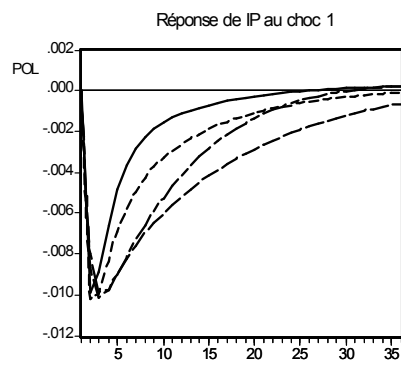


¹⁰ NB : Les sous-périodes à partir de 1996, 1997, 1998 sont indiquées par : (----), (- - -) et (- —). Pour chaque pays de notre échantillon, on a utilisé les abréviations suivantes : R. TCHE = République Tchèque, HUN = Hongrie, POL = Pologne et SLK =Slovaquie.

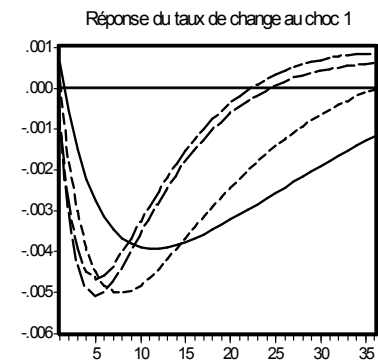
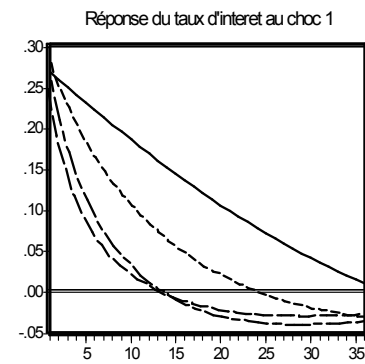
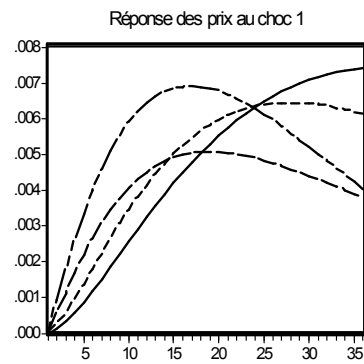
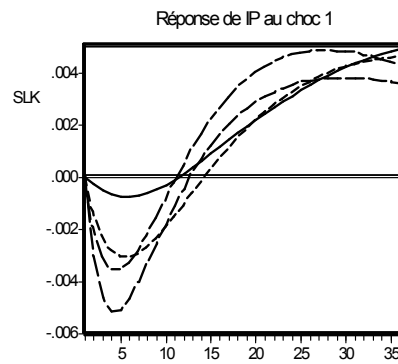
2. *Hongrie* :



3. Pologne :



4. Slovaquie :



En effet, dans le cas de la République Tchèque, le *price puzzle* observé sur la période d'ensemble n'apparaît plus sur les sous – périodes. En ce qui concerne la Hongrie, l'étude des fonctions de réponse à un choc de politique monétaire nous indique des différences qualitatives s'agissant des prix et du taux de change réel. En effet, on peut constater la présence de *price puzzles* (accroissement des prix suite à un choc positif de taux d'intérêt) ainsi que l'appréciation du taux de change réel pour l'intervalle allant de 1997 ou 1998 à 2004 - périodes caractérisés par ailleurs, par l'éclatement de la crise asiatique et russe. Pour tous les pays de notre échantillon, on remarque des différences quantitatives de transmission de la politique monétaire qui ne demeurent pas très significatives entre les périodes examinées sauf pour la Hongrie (dans le cas des prix, de la production industrielle et du taux de change réel). Par ailleurs, la réaction du niveau des prix est en moyenne plus large sur la période d'ensemble par rapport aux autres sous – périodes dans les cas de la Slovaquie et la Pologne, contrairement à la réponse du produit pour les mêmes pays. L'appréciation plus forte du taux de change durant les sous - périodes se traduit souvent par l'apparition de *price puzzles* qui demeurent pourtant, non - significatifs au plan statistique. En se rapportant à la période d'ensemble, on constate que la réaction du produit à un choc de politique monétaire est parfois plus rapide durant les sous – intervalles (Hongrie, Pologne exceptées), le pic étant enregistré en règle générale, après trois-quatre mois. Notons aussi la présence des *output puzzles* (augmentation du produit suite à un choc positif de taux d'intérêt) pour la Hongrie durant les sous-périodes mais, qui ne sont pas significatifs du point de vue statistique.

Pays	Période		Régime de change / politique monétaire
	<i>Début</i>	<i>Fin</i>	
Hongrie	1995 : mars	2001 : octobre	Régime à cremaillère, avec un taux de dévaluation mensuelle
Pologne	2000 : avril	à présent	Flottement contrôlé/ciblage de l'inflation
Rép. Tchèque	1997 : mai	à présent	Flottement contrôlé/ciblage direct de l'inflation
Slovaquie	1998 : octobre	à présent	Flottement libre
Slovénie	1991 : octobre	à présent	Flottement contrôlé / converger le rythme d'inflation vers celui de l'UE_15

Source : Le courrier des pays de l'Est, n°1031, janvier 2003

3.3.2 Schèmes d'identification alternatifs

L'objectif de cette sous-section consiste à mettre en avant une stratégie alternative ayant pour but d'examiner la robustesse des schémas proposés auparavant. En effet, s'inspirant de la méthodologie de Gali (1992) et Gerlach et Smets (1995), cette stratégie propose de transformer en différences logarithmiques annualisées, les variables en niveau, à l'exception des taux d'intérêt¹¹. Afin de distinguer entre les chocs de politique monétaire et de taux de change, nous considérons, comme dans le modèle (3) que, les taux d'intérêt ne sont pas affectés d'une manière contemporaine par les fluctuations du taux de change. Dans ce cas, le vecteur des variables endogènes devient : $Y'_t = [\Delta y_t \ \Delta p_t \ r_t \ \Delta x_t]$ et le vecteur des chocs aléatoires¹² peut s'écrire de la sorte : $\varepsilon_t^Y = [\varepsilon_t^d \ \varepsilon_t^s \ \varepsilon_t^p \ \varepsilon_t^x]$ où ε_t^s représente les chocs d'offre, ε_t^d indique les chocs de demande, ε_t^p sont les chocs de politique monétaire et ε_t^x désigne les chocs de taux de change. Les résultats de cette démarche sont exposés dans l'annexe 2. Ajoutons que, les fonctions de réponse sont reproduites autant pour la période d'ensemble que pour les sous-échantillons, en distinguant les régimes de changes homogènes. La présentation débutera au niveau de chaque pays avec le modèle sur l'ensemble de la période¹³ et après, avec l'étude sur les sous-périodes.

¹² Le terme d'innovation est aussi souvent employé dans la littérature à ce sujet.

¹³ Notons que, nous avons également estimé le modèle qui intègre dans les variables endogènes l'agrégat monétaire ou le crédit domestique (comme une autre contrepartie de la monnaie). Puisque les résultats obtenus se sont avérés non significatifs, nous ne présenterons plus les commentaires et les fonctions de réponse. Comme les pays de notre échantillon sont caractérisés par des régimes de changes flexibles purs, la Banque Centrale n'intervient plus sur le marché des changes ($\Delta \text{Réserves} = 0$). L'équilibre extérieur est ainsi assuré par la flexibilité du taux de change (endogène) et en conséquence, l'offre de monnaie peut être contrôlée par la Banque Centrale et redevenir exogène en étant déconnectée des résultats extérieurs. Ce fait peut

3.3.2.1 Etudes individuelles sur l'ensemble de la période et les sous-échantillons

Pour la **Hongrie**, les résultats des estimations sur la période entière nous dévoilent une contraction permanente des variables de la sphère réelle (production et inflation) suite à un choc positif sur le taux d'intérêt, respectivement, à environ -0.2% et -0.3%. Les effets cumulés¹⁴ sont de -3.26% et respectivement, -14.96% sur trois ans. Le taux de change réel se déprécie faiblement à la suite du choc sur le taux d'intérêt et ultérieurement, s'apprécie. Le pic significatif se situe à +0.2% au bout de deux ans, l'effet cumulé étant de +2.97%.

L'analyse sur le sous-échantillon n'apporte pas de différences majeures hormis une réaction plus significative de la production industrielle et de l'inflation à la suite du choc de politique monétaire (voir figure 10 et 14 de l'annexe 2).

La première ligne de la figure 10 présente les réactions des autres variables endogènes du modèle (4) à un choc positif de demande. Ainsi, suite à un choc de demande, nous constatons à la fois sur la période d'ensemble et sur le sous-échantillon, une augmentation de l'inflation et des taux d'intérêt et une baisse rapide de la production. La deuxième ligne nous indique l'impact d'un choc d'offre sur les autres variables endogènes. A cet égard, nous nous attendons à un effet positif sur la production et à un effet négatif sur les prix. Nous remarquons seulement un effet positif sur la production en accord avec ce que le modèle théorique prédit. Quant à l'inflation, notons une accélération de celle-ci qui conduit ensuite à une hausse des taux d'intérêt à la fois sur la période d'ensemble et sur les sous-échantillons.

expliquer les résultats non-significatifs obtenus suite aux estimations, lorsqu'on considère l'agrégat monétaire parmi nos variables endogènes.

¹⁴ La section suivante présentera plus en détail la décomposition de la variance au niveau de chaque pays étudiés et en fonction de la période étudiée.

L'appréciation persistante du taux de change réel engendre une baisse de la production puis, une diminution des prix et des taux d'intérêt.

En ce qui concerne la **République Tchèque**, l'analyse des fonctions de réponse sur l'ensemble de l'échantillon nous révèle plusieurs particularités en ce qui concerne la sphère réelle (production et inflation) à la suite d'un choc de politique monétaire. En effet, l'impact d'un choc de politique monétaire conduit à une diminution rapide de la production, avec un pic significatif à - 0.7% au bout de deux-trois mois, l'effet cumulé étant de -12.99% sur trois ans. La baisse de l'inflation est moins forte, avec un minimum à environ -0.25% en 12^{ème} mois (après la contraction du produit), l'impact cumulé étant de -24%. Le taux de change réel s'apprécie brusquement. l'impact cumulé étant de +5.89% sur trois ans¹⁵.

L'étude sur le sous-échantillon nous signale une réaction plus significative des variables de la sphère réelle à la suite d'un choc de taux d'intérêt. En effet, on constate le déclin significatif de la production à -1% au bout d'un mois, l'effet cumulé étant de -26.5% sur trois ans. L'inflation réagit plus lentement au même choc, la baisse de celle-ci enregistrant un minimum à -0.32% au bout d'un an; l'effet cumulé sur trois ans est de -35.2%. L'impact du choc positif de taux d'intérêt se traduit par une appréciation brusque du taux de change réel avec un effet cumulé de +7.34% sur trois ans.

¹⁵ L'intégration de la variable de crédit dans le modèle ne fournit pas d'autres enseignements importants, à part le déclin du crédit suite au même choc avec un pic à -0.6% au bout de six mois ; l'impact cumulé est de -8.70% sur la période d'ensemble. Au niveau du sous-échantillon, l'intégration du crédit domestique dans les variables endogènes, ne conduit pas à des résultats différents par rapport au modèle (4). Notons que ces estimations ne sont pas rapportées dans le chapitre.

Quant au choc de demande, son effet sur la production s'estompe au bout d'un an à la fois dans l'étude sur la période d'ensemble et sur le sous-échantillon. Le choc d'offre a un effet positif sur la production avec un pic au bout de deux mois et un effet négatif sur les prix dans le sous-échantillon. D'autre part, un choc positif sur le taux de change engendre une baisse de la production (ou de compétitivité) et une diminution des prix. Nous constatons également une faible hausse des taux d'intérêt (à +0.1% au bout de quatre mois) malgré la baisse de l'inflation.

Pour la **Pologne**, le modèle portant sur la période d'ensemble nous signale une contraction significative de la production, à - 0.48% au bout de cinq mois, l'effet cumulé étant de -2.54% sur trois ans. Un choc sur le taux d'intérêt entraîne aussi une accélération de l'inflation non-conforme aux prédictions théoriques - un *price puzzle*. La réponse du taux de change réel se traduit par une dépréciation non-significative au bout de sept-huit mois (difficile à interpréter compte tenu de la présence du price puzzle). Dans le sous-échantillon, l'analyse des fonctions de réponse nous dévoile à son tour, un déclin rapide et plus profond de la production suite à un choc de taux d'intérêt (à -0.75% au bout d'un mois). Il convient de noter que, cette fois-ci, nous ne constatons plus de price puzzle. En effet, nous remarquons une diminution très faible de l'inflation ayant un impact cumulé de +3.79 au bout de trois ans. Comme dans le cas précédent, la réaction du taux de change réel se traduit par une dépréciation non-significative de celui-ci.

En ce qui concerne les réponses des variables endogènes aux autres chocs, nous constatons quelques différences entre l'étude sur la période d'ensemble et sur le sous-échantillon. En effet, un choc de demande conduit à une hausse de l'inflation et du taux d'intérêt et à une baisse rapide de la production ainsi qu'à une appréciation du taux de change réel au niveau des sous-échantillons. Sur la période d'ensemble,

les résultats sont contradictoires : une hausse de l'inflation et une baisse des taux d'intérêt et appréciation du taux de change. L'effet sur la production s'estompe au bout d'un an. Le choc d'offre a une influence positive (+0.2% au bout d'un mois) sur la production uniquement au niveau du sous-échantillon. Par ailleurs, nous constatons une augmentation de l'inflation et des taux d'intérêt à la suite du même choc et aussi une appréciation réelle du taux de change.

Concernant la **Slovaquie**, l'étude sur la période d'ensemble nous dévoile une réaction non-conforme à l'intuition économique, des variables de la sphère réelle. En effet, nous constatons la présence d'*output puzzle* (augmentation de la production suite à une hausse inattendue du taux d'intérêt) et de *price puzzle* (hausse de l'inflation suite à un choc de taux d'intérêt). La réaction du taux de change se traduit par une dépréciation réelle.

L'analyse sur le sous-échantillon parvient à résoudre le mystère d'*output puzzle*, la production industrielle engendrant, cette fois-ci, une baisse significative à -1.2% au bout de neuf mois ; ses effets se dissipent après deux ans. Le choc positif sur le taux d'intérêt se traduit toujours par une augmentation de l'inflation, c'est-à-dire par un *price puzzle*. La réponse du taux de change à la suite du même choc engendre une dépréciation initiale ayant un pic à -0.5% au bout de quatre mois et ensuite, une appréciation de celui-ci avec un maximum à +0.5% au seizième mois¹⁶. Les résultats sont assez mitigés en ce qui concerne les réponses des autres variables endogènes aux chocs de demande, d'offre ou de taux de change sur la période d'ensemble et sur le sous-échantillon.

¹⁶ L'intégration du crédit domestique conduit à une contraction plus forte du produit à -1.2% au bout de six mois ainsi qu'à une appréciation plus grande du taux de change réel +0.7% au bout d'un an et demi suite à un choc positif de taux d'intérêt. Le crédit domestique diminue à son tour, à la suite d'un choc sur le taux d'intérêt, à -0.7% au quatrième mois. Ces estimations ne sont plus rapportées dans ce chapitre.

En règle générale, cette démarche ne parvient pas à résoudre dans tous les cas de figures, les problèmes de *price puzzles* (par exemple, pour la Slovaquie). Dans le cadre du modèle (4), à la suite d'un choc de politique monétaire, le taux de change réel s'apprécie dans les cas de la République Tchèque et de la Hongrie sur la période entière, tandis que, pour les deux autres pays de l'étude (la Pologne et la Slovaquie) nous constatons une dépréciation réelle malgré la hausse de l'inflation. L'étude sur le sous-échantillon nous dévoile à son tour, l'appréciation du taux de change réel suite à un choc positif sur le taux d'intérêt, dans les mêmes cas de figure : pour la République Tchèque et la Hongrie.

L'analyse sur les sous-échantillons aboutit à résoudre les *price puzzles* constatés sur la période d'ensemble, seulement dans le cas de la Pologne. Pour la Slovaquie, nous remarquons une hausse plus poussée de l'inflation suite à un choc de politique monétaire sur le sous-échantillon par rapport à la période d'ensemble. Ce résultat est pourtant justifié par le fait que l'étude sur le sous-échantillon a pris en compte le régime de change plus souple (flottement contrôlé) de la Slovaquie.

3.3.2.2 La décomposition de la variance

Dans l'annexe 3, nous présentons la décomposition de la variance correspondant au modèle (4), à l'horizon de 12 mois, de 24 mois et de 36 mois. Cette analyse est réalisée à la fois pour la période d'ensemble et pour les sous-échantillons au niveau de chaque pays de l'étude. Pour ne pas alourdir la présentation, nous présentons les particularités de la décomposition de la variance au niveau de chaque pays, seulement à l'horizon de 24 mois¹⁷.

Sur la période d'ensemble, la variabilité du taux de change est principalement expliquée par les chocs financiers dans une proportion allant de 44% pour la Slovaquie à environ 86% pour la République Tchèque. Les fluctuations du taux de change sont expliquées par les chocs réels (c'est-à-dire, par les chocs de demande et par les chocs d'offre) dans une moindre mesure, notamment pour la République Tchèque où elles se situent entre 3-5%. En d'autres termes, le taux de change réel n'est pas un véritable choc d'absorption, fait justifié par l'impact faible que les chocs sur le taux de change réel ont sur la variance de la production industrielle¹⁸, particulièrement dans les cas de la République Tchèque (1.58%) et de la Pologne (2.68%). Dans la même lignée, les chocs de politique monétaire (chocs de taux d'intérêt) expliquent faiblement les fluctuations de la production industrielle allant de 1.69% pour la Hongrie à 12.94% pour la République Tchèque. De manière générale, les variations de la production industrielle et des prix apparaissent mieux justifiées par les chocs réels. Notons que, dans le cas de la Hongrie, le canal du taux d'intérêt semble être plus fort que celui du taux de change réel, ce résultat n'étant pas retrouvé dans le modèle VAR proposé au chapitre 2.

¹⁷ Le raisonnement est naturellement similaire dans les deux autres cas.

¹⁸ Un résultat pareil a été obtenu par Borghijs et Kuijs (2004) avec un modèle VAR incluant parmi les variables endogènes la production industrielle et le taux de change nominal.

Dans le sous-échantillon, nous constatons que la variance du taux de change réel est principalement expliquée par les chocs financiers pour la République Tchèque (82.08%) et pour la Slovaquie (56.15%), ces pays étant davantage frappés par les crises financières internes/internationales qui ont eu lieu durant la période étudiée. Notons aussi que, pour la République Tchèque, les chocs réels expliquent ensemble 10.6% de la variance du taux de change réel par rapport à 8.65% sur la période d'ensemble. La variance du taux de change semble mieux expliquée par les chocs d'offre (chocs sur les prix) dans les cas de la Hongrie (44.22%) et de la Pologne (47.79%). A cet égard, nous constatons que les chocs réels expliquent ensemble 53.48% de la variabilité du taux de change réel pour la Hongrie, contre 19.53% de la variance de celui-ci sur la période d'ensemble. Dans le cas de la Pologne, les chocs réels expliquent 63.46% de la variance du taux de change réel, contre 23.28% sur la période d'ensemble. Ces résultats viennent mettre en lumière le fait que, sur le sous-échantillon, le canal du taux de change joue un rôle plus important expliquant 9.26% de la variance de la production industrielle pour la Hongrie et 15.67% de la variance de la production pour la Pologne (contre 5.79% pour la Hongrie et 10.14% pour la Pologne). Le canal du taux de change réel apparaît particulièrement puissant dans le cas de la Pologne. Il convient de souligner que ce résultat est dans la lignée de celui obtenu par Creel et Levasseur (2005) à l'aide d'un modèle VAR non-contraint, comptant parmi les variables endogènes la production industrielle et le taux de change nominal effectif.

3.4 Conclusion

Ce chapitre a eu pour objectif de produire de nouveaux résultats empiriques relatifs à la transmission des mécanismes de politique monétaire dans quatre PECO devenus récemment membres de l'UE. Dans la section 3.4, notre démarche empirique débute avec l'estimation d'un modèle VAR non contraint pour analyser particulièrement l'impact des chocs de politique monétaire sur l'environnement macroéconomique de chaque pays. La robustesse des résultats obtenus est mise en évidence par quelques développements méthodologiques tels que l'étude de la stabilité de fonctions de réponse et l'évaluation d'un autre schéma d'identification alternatif.

Lors de cette étude, plusieurs résultats peuvent se formuler. En ce qui concerne l'estimation du modèle VAR non contraint, nous remarquons que, les *price puzzles* constatés sur la période d'ensemble semblent être résolus ou plus estompés lorsque l'étude porte sur les sous-échantillons, hormis pour la République Slovaque. La réaction du taux de change réel à un choc de politique monétaire se traduit par une appréciation dans le cas de la République Tchèque et de la Pologne. Pour les deux autres pays (la Hongrie et la Slovaquie), le taux de change réagit de manière inverse : s'agissant d'une dépréciation réelle (plus faible dans le cas de la Hongrie).

Le second schéma d'identification alternatif, comme dans Gali (1992) et Gerlach et Smets (1995) parvient à résoudre le *price puzzle* observé dans le cas de la République Tchèque sur la période d'ensemble, s'agissant de la spécification VAR en niveau. L'étude sur les sous-échantillons distinguant des régimes de change homogènes, résout l'*output puzzle* dans le cas de la Slovaquie. Pour les pays en changes flottants (Pologne, République Tchèque et Slovaquie) la réponse du taux de change réel au choc de taux d'intérêt se traduit comme dans le cas précédent

(pour la Hongrie et la Slovaquie) par une appréciation réelle hormiss dans le cas de la Slovaquie, pour laquelle nous observons sur le sous-échantillon une dépréciation initiale du taux de change réel puis, une appréciation de celui-ci.

L'analyse de la transmission des chocs monétaires dans les quatre PECO, nous révèle des résultats plus conformes avec les prédictions théoriques sur les sous-périodes que ceux portant sur la période entière. Concernant la réaction des variables de la sphère réelle, les résultats nous suggèrent généralement un déclin plus rapide et parfois, plus significatif de la production par rapport aux prix (à l'inflation) dont la baisse suite au même choc, intervient qu'après quelques mois de celui-ci.

Par ailleurs, ce chapitre met en évidence une certaine hétérogénéité des mécanismes de transmission de la politique monétaire pour les nouveaux membres. En nous rapportant à l'étude de Peersman et Smets (2003) ainsi qu'à l'article de Kim et Roubini (2000), nous constatons un certain écart avec les anciens membres de l'union au sein desquels l'impact d'un choc de politique monétaire conduit à la contraction temporaire du produit et au déclin permanent du niveau de l'inflation. Ces résultats viennent également souligner qu'il reste encore des pas à accomplir en termes de convergence réelle pour les nouveaux entrants en vue de joindre l'union monétaire.

ANNEXES DU CHAPITRE 3

Annexes 1. Résultats des estimations sur la période d'ensemble pour le modèle (3)

Figure 1 : République Tchèque

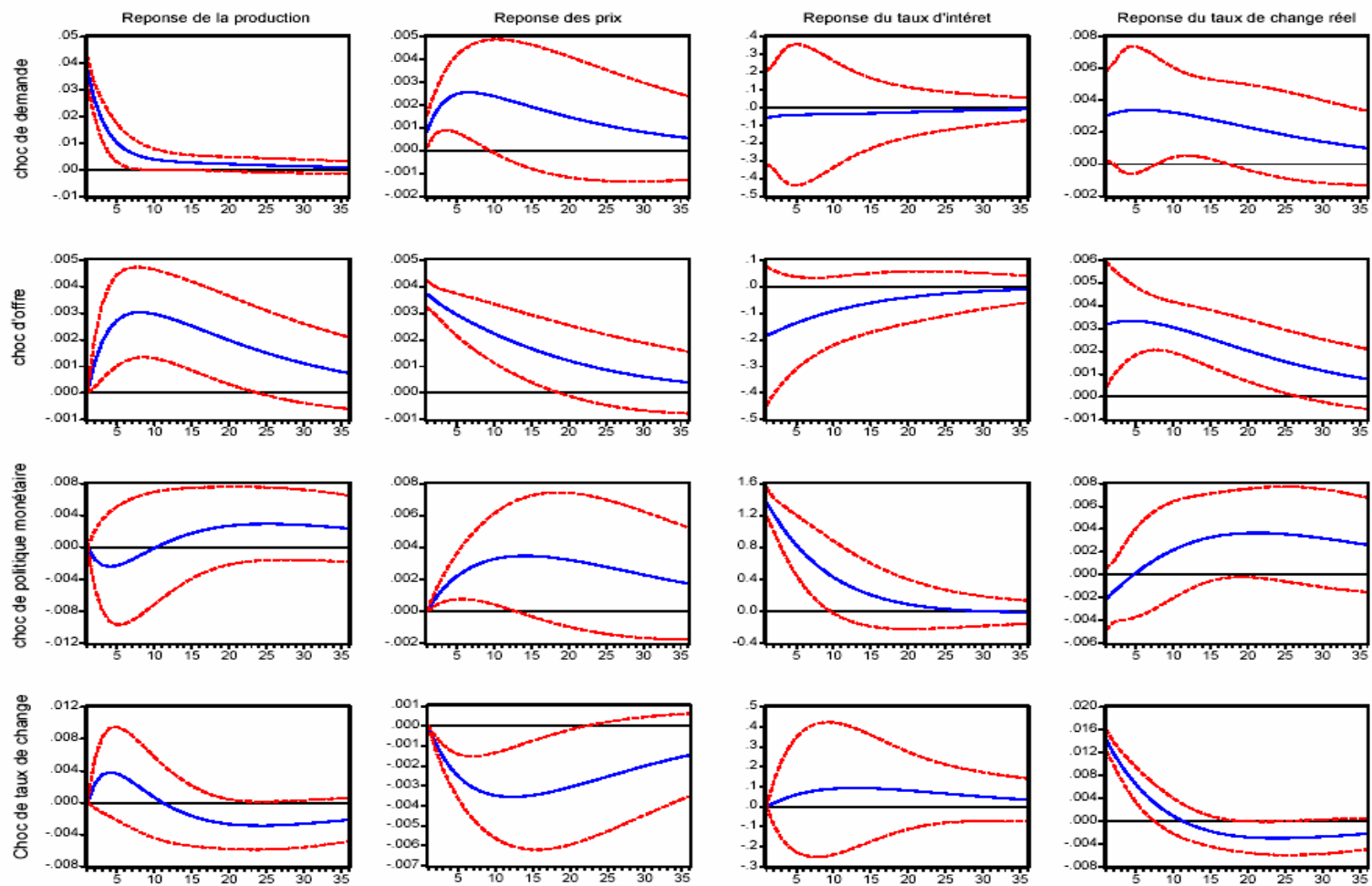


Figure 2 : Hongrie

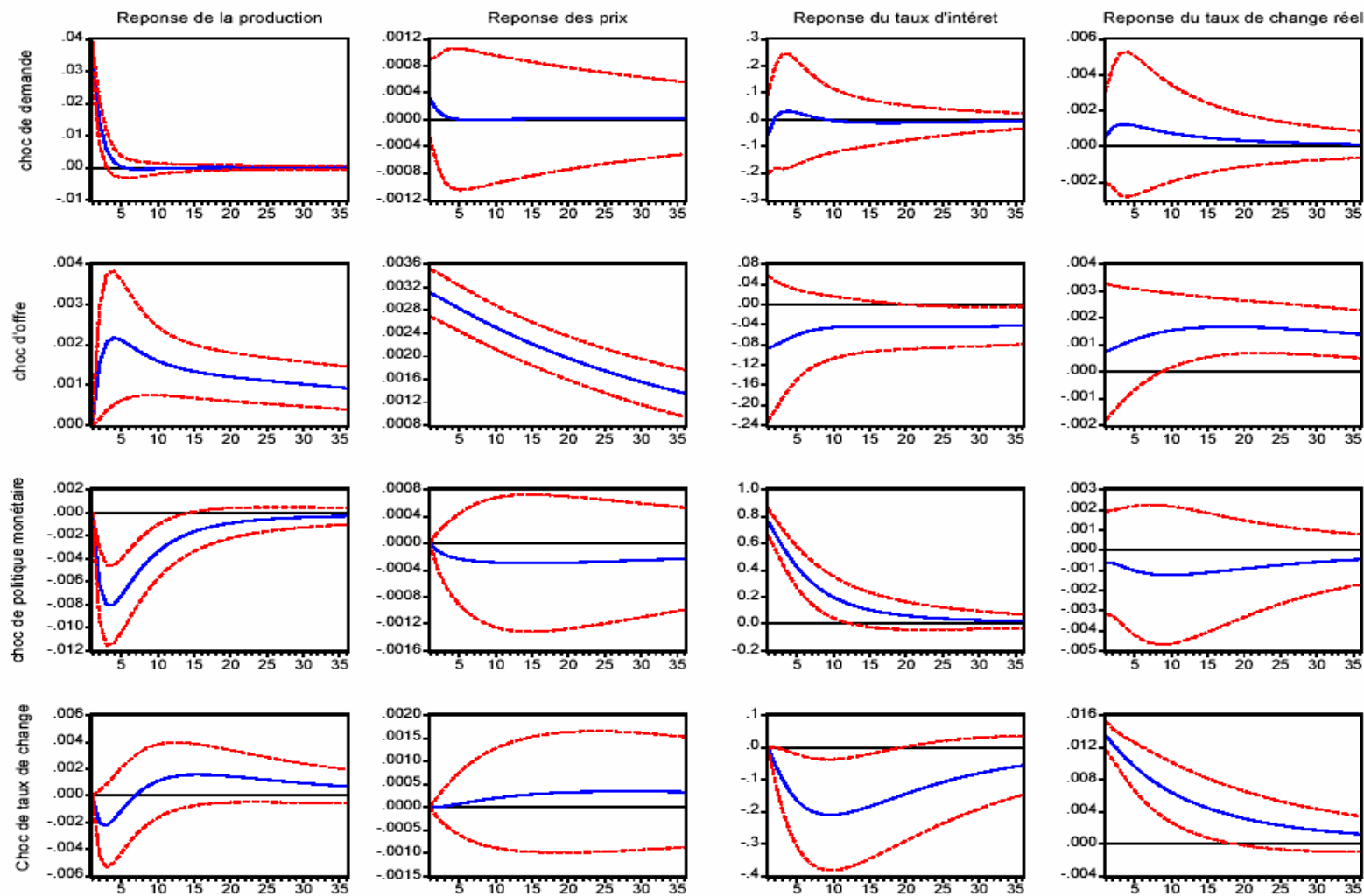


Figure 3 : Pologne

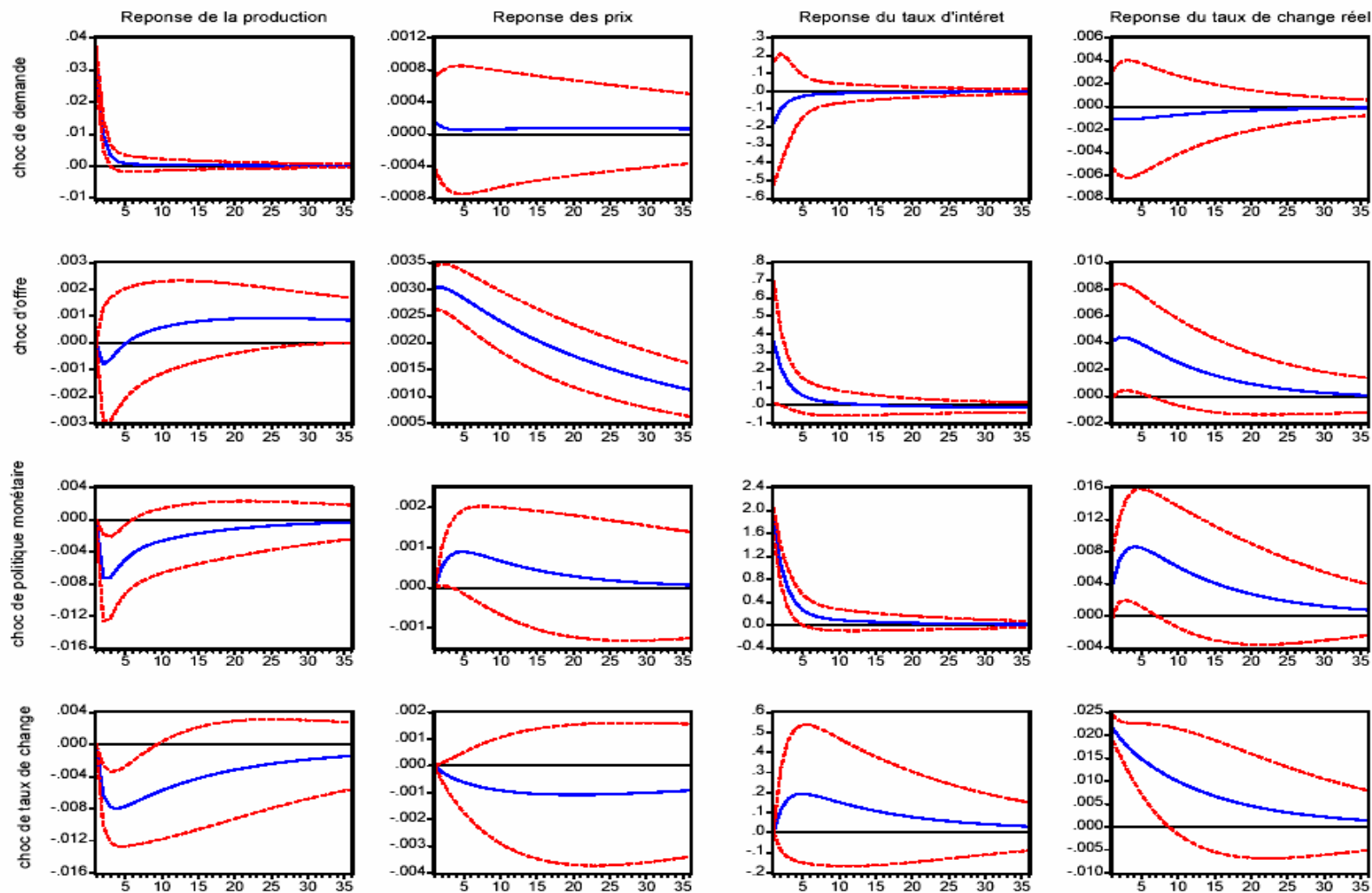
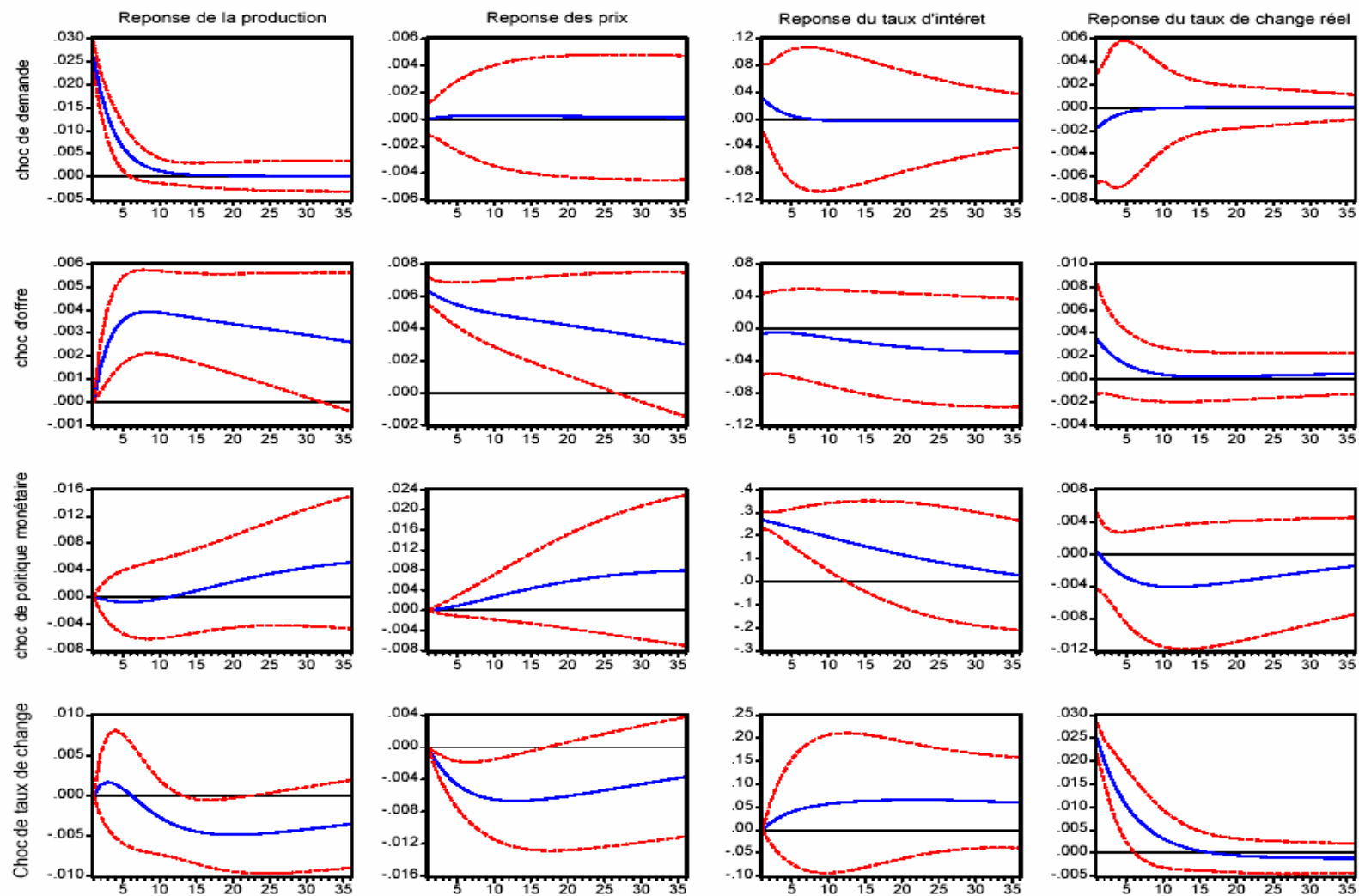


Figure 4 : Slovaquie



Résultats des estimations sur les sous-échantillons pour le modèle de base (3)

Figure 5 : République Tchèque (1997 : 05 – 2004 : 04)

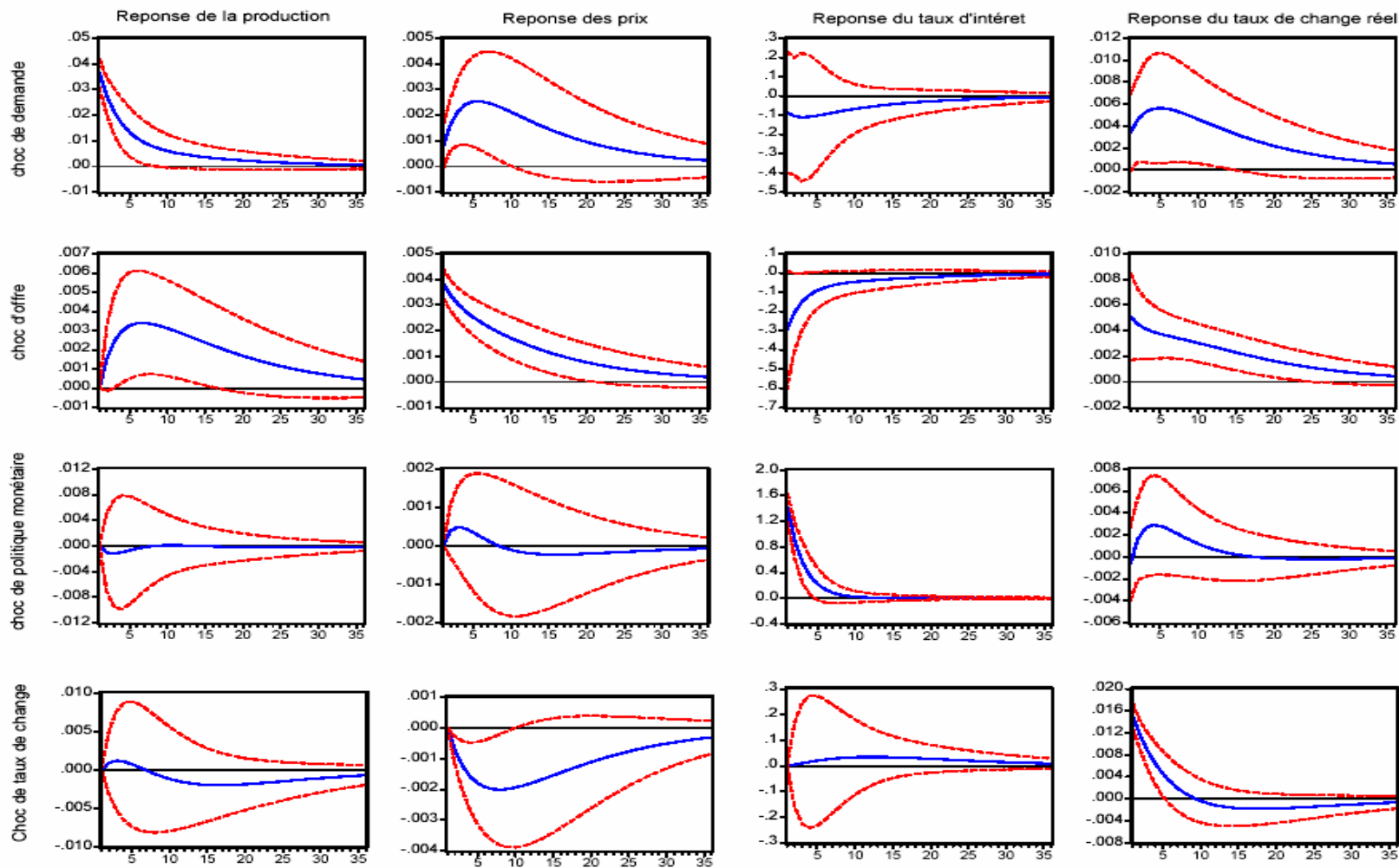


Figure 6 : Hongrie (1995 : 03 – 2001 : 10)

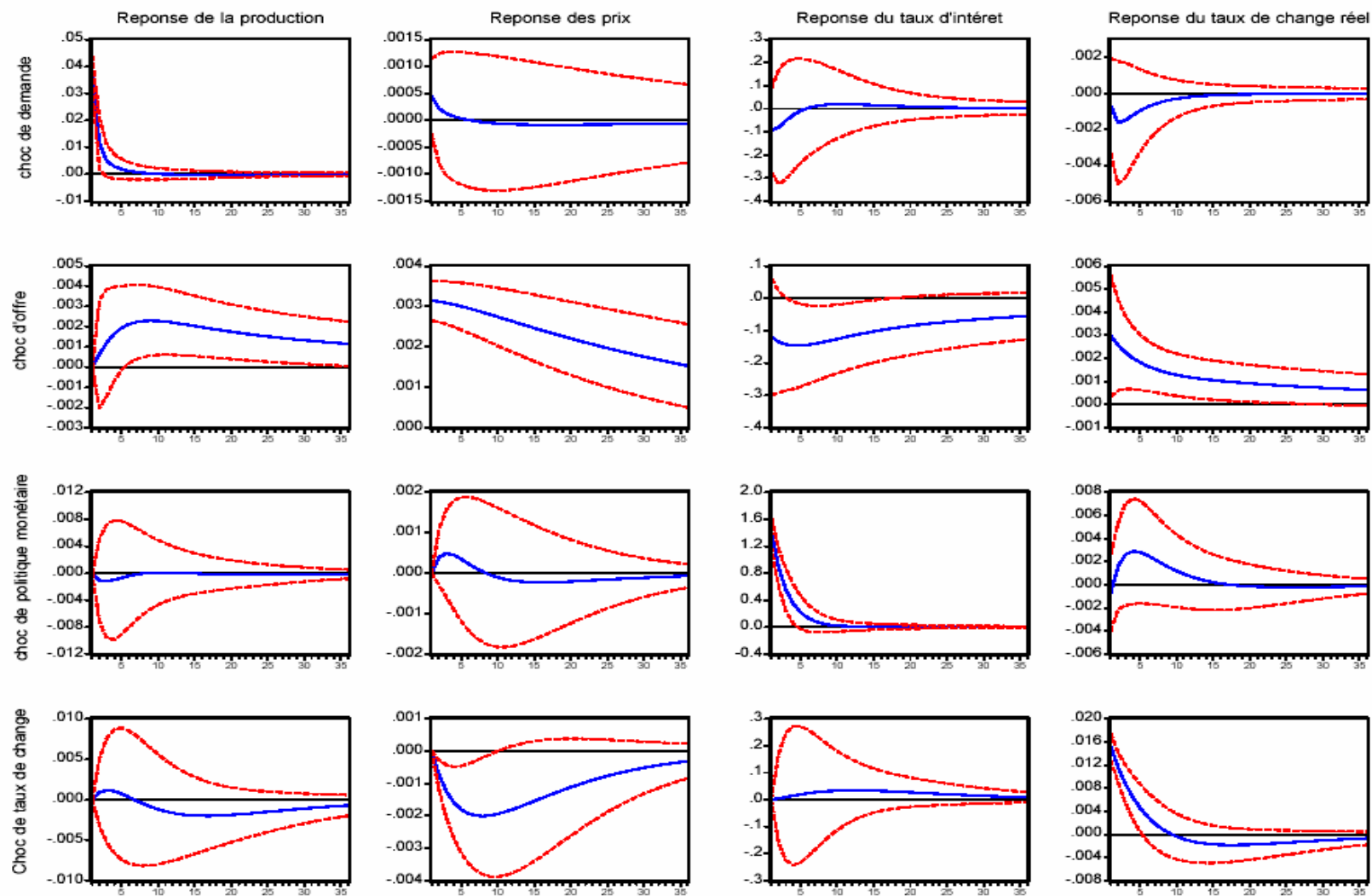


Figure 7 : Pologne (2001 : 01 – 2004 : 04)

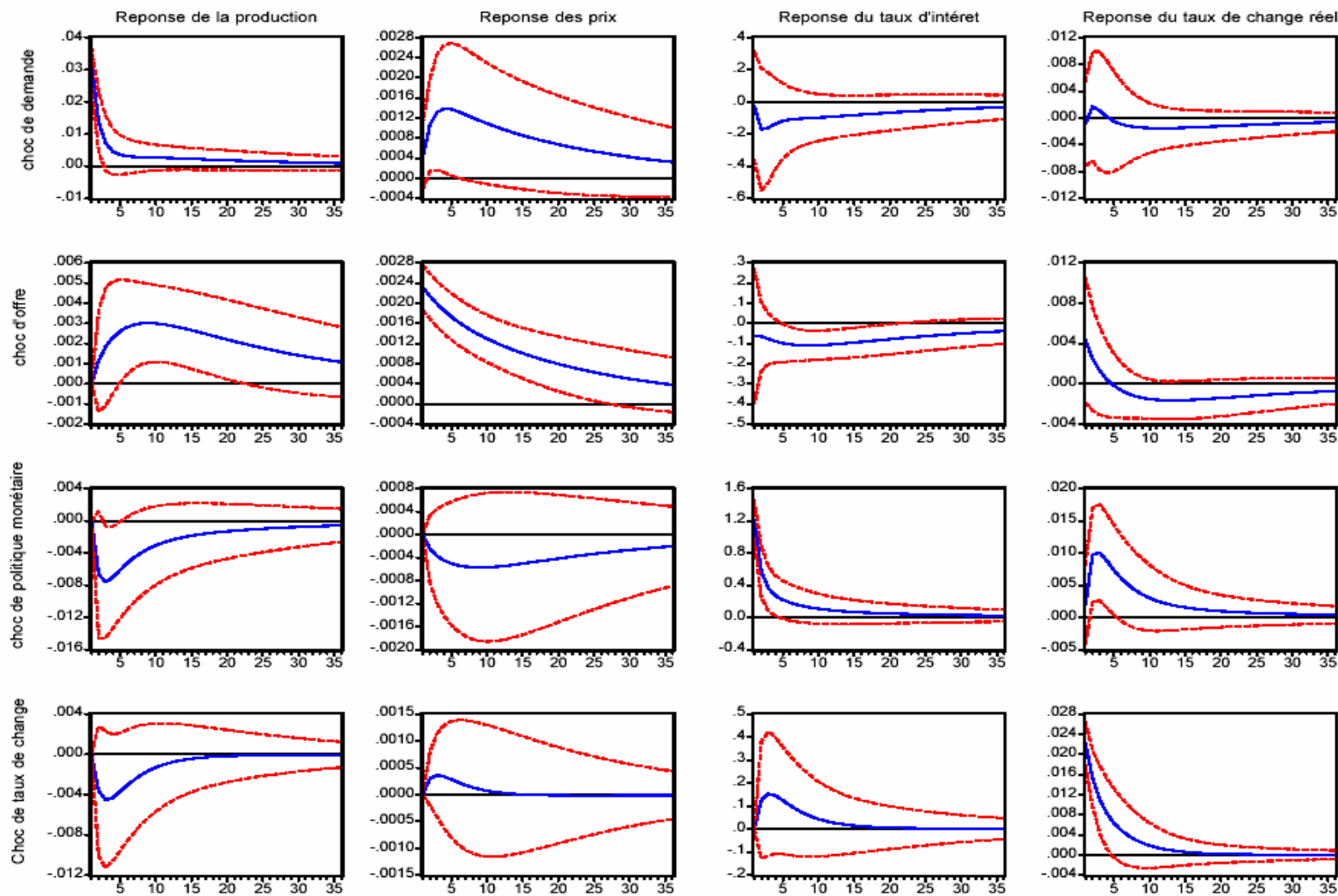
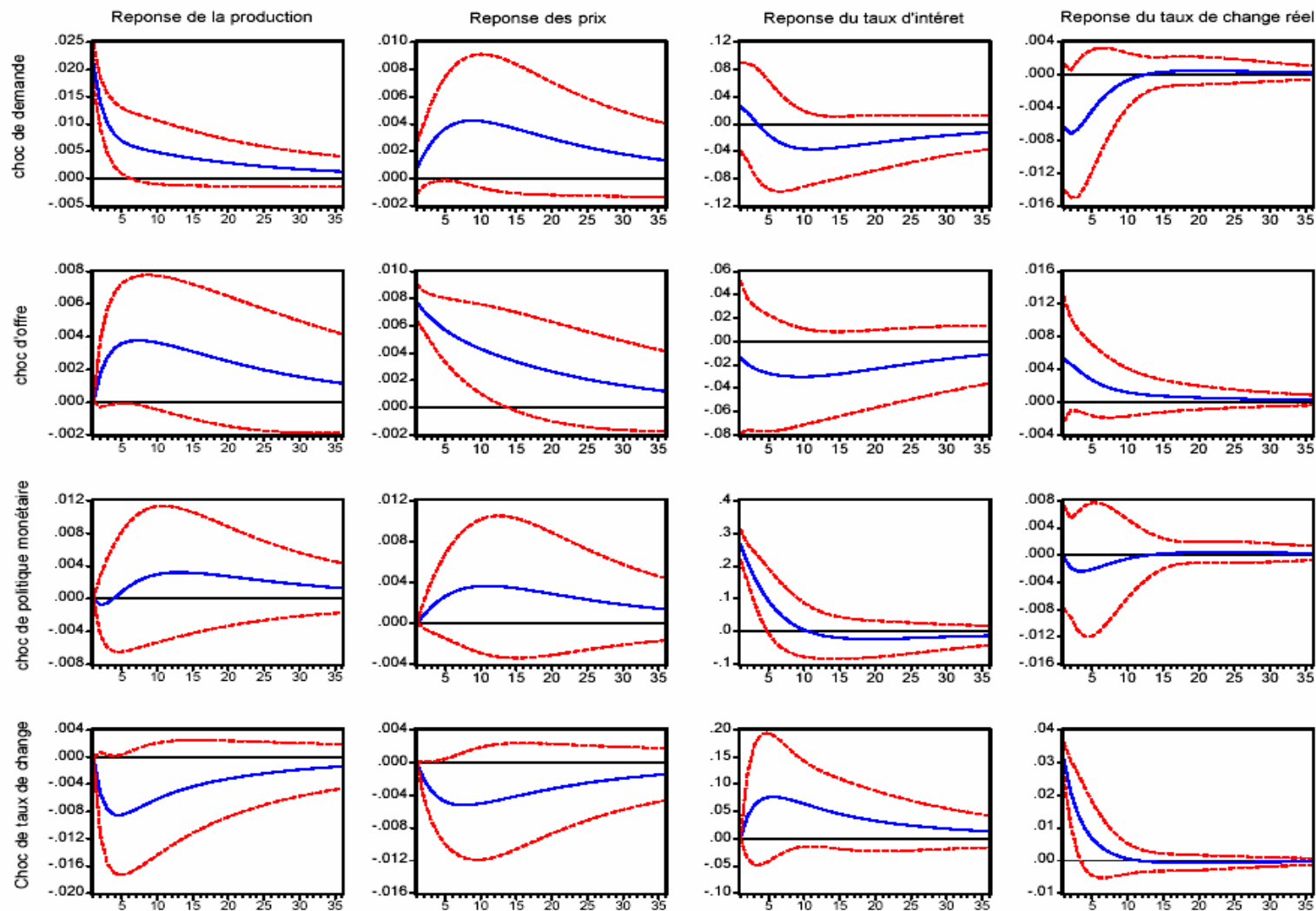


Figure 8 : Slovaquie (1998 : 10 – 2004 : 04)



Annexes 2. Résultats des estimations sur la période d'ensemble pour le modèle (4)

Figure 9 : République Tchèque

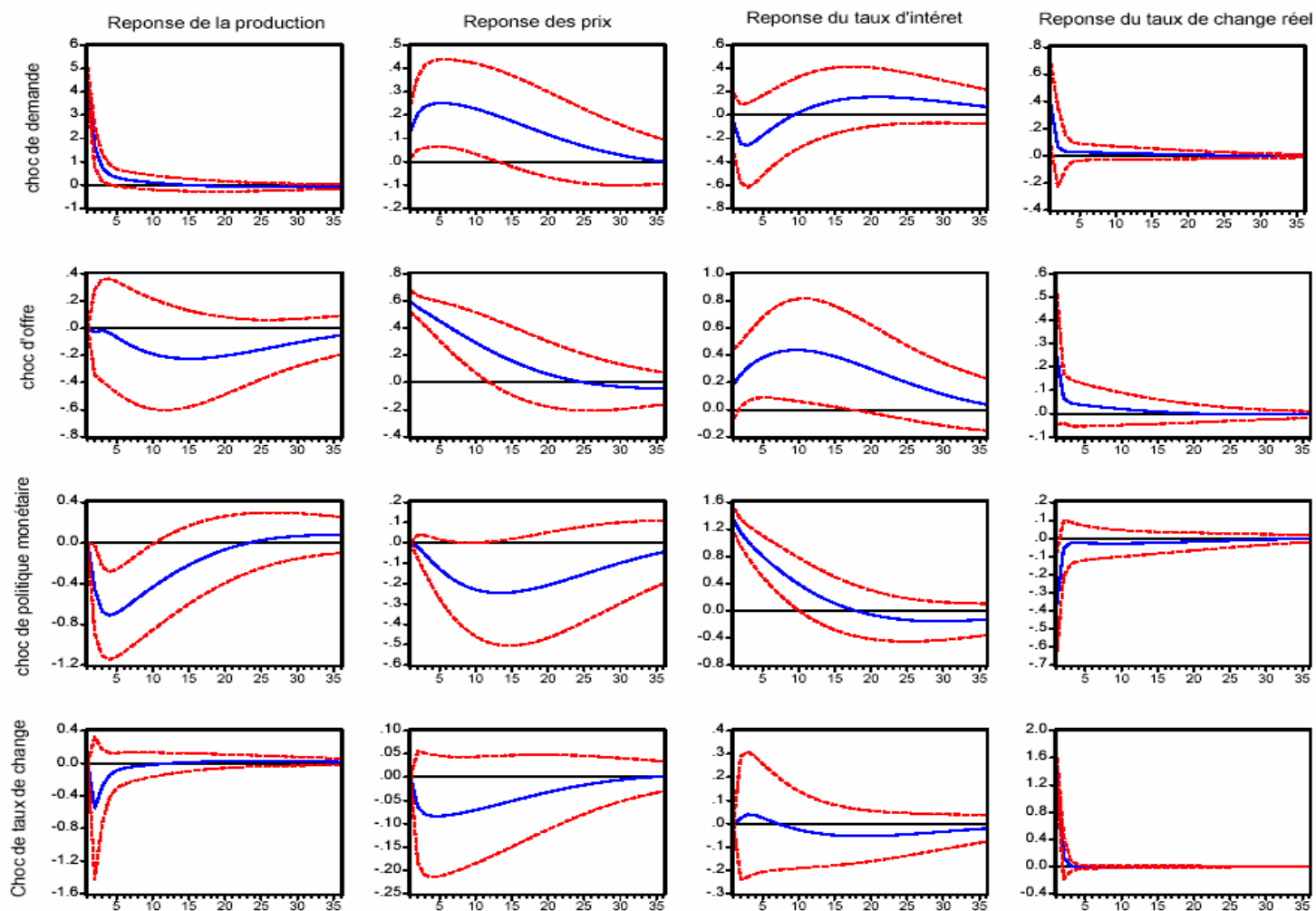


Figure 10: Hongrie

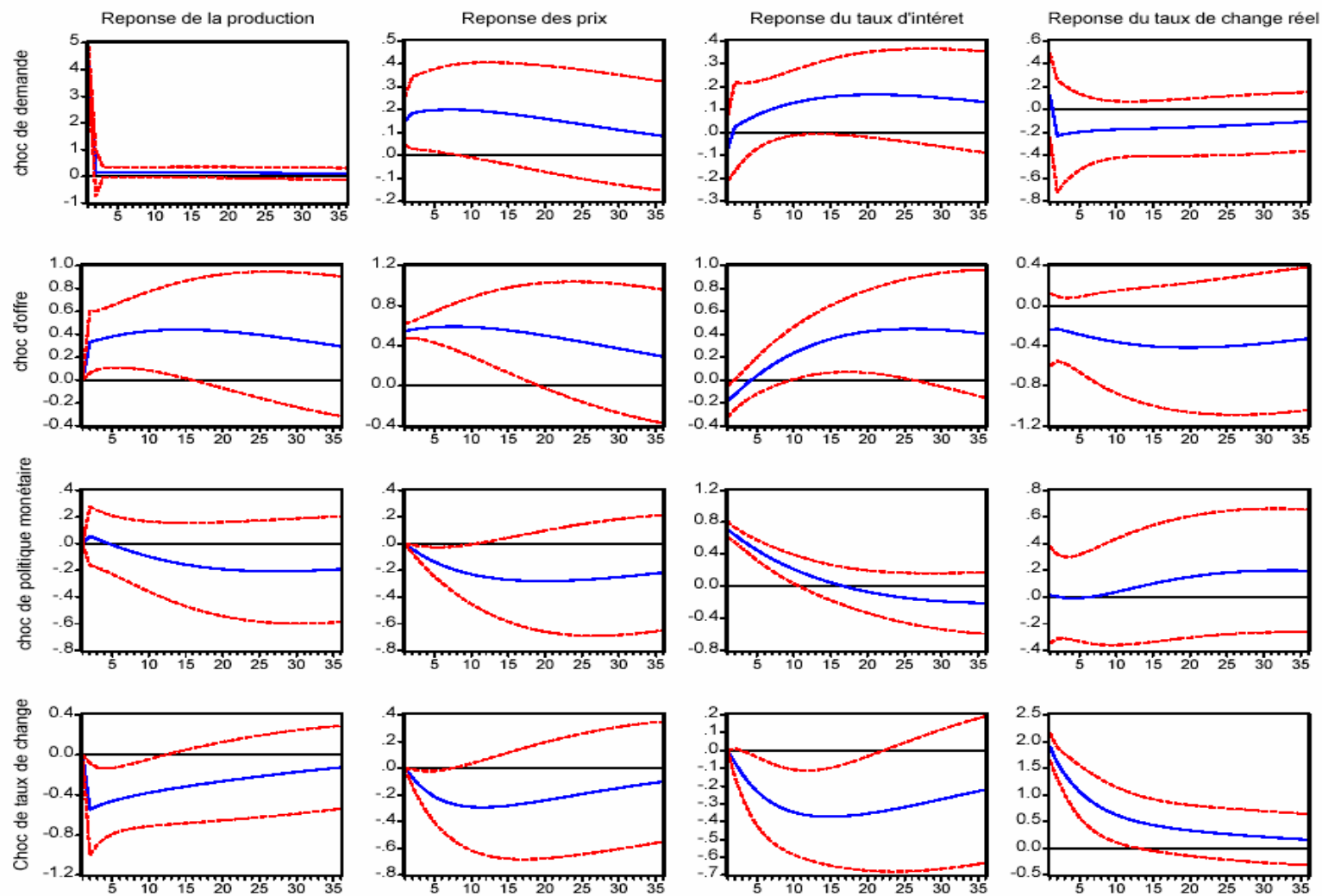


Figure 11 : Pologne

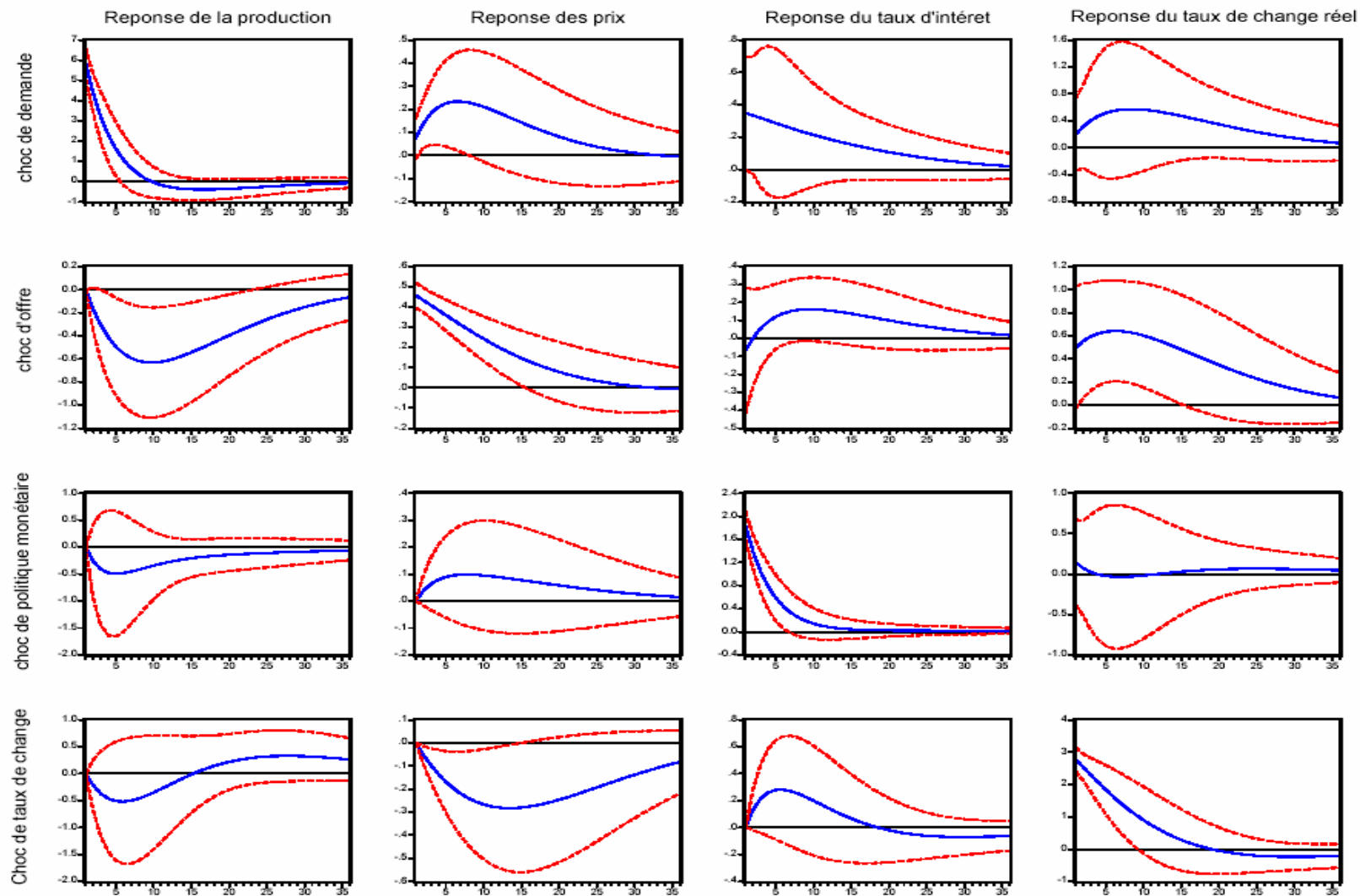
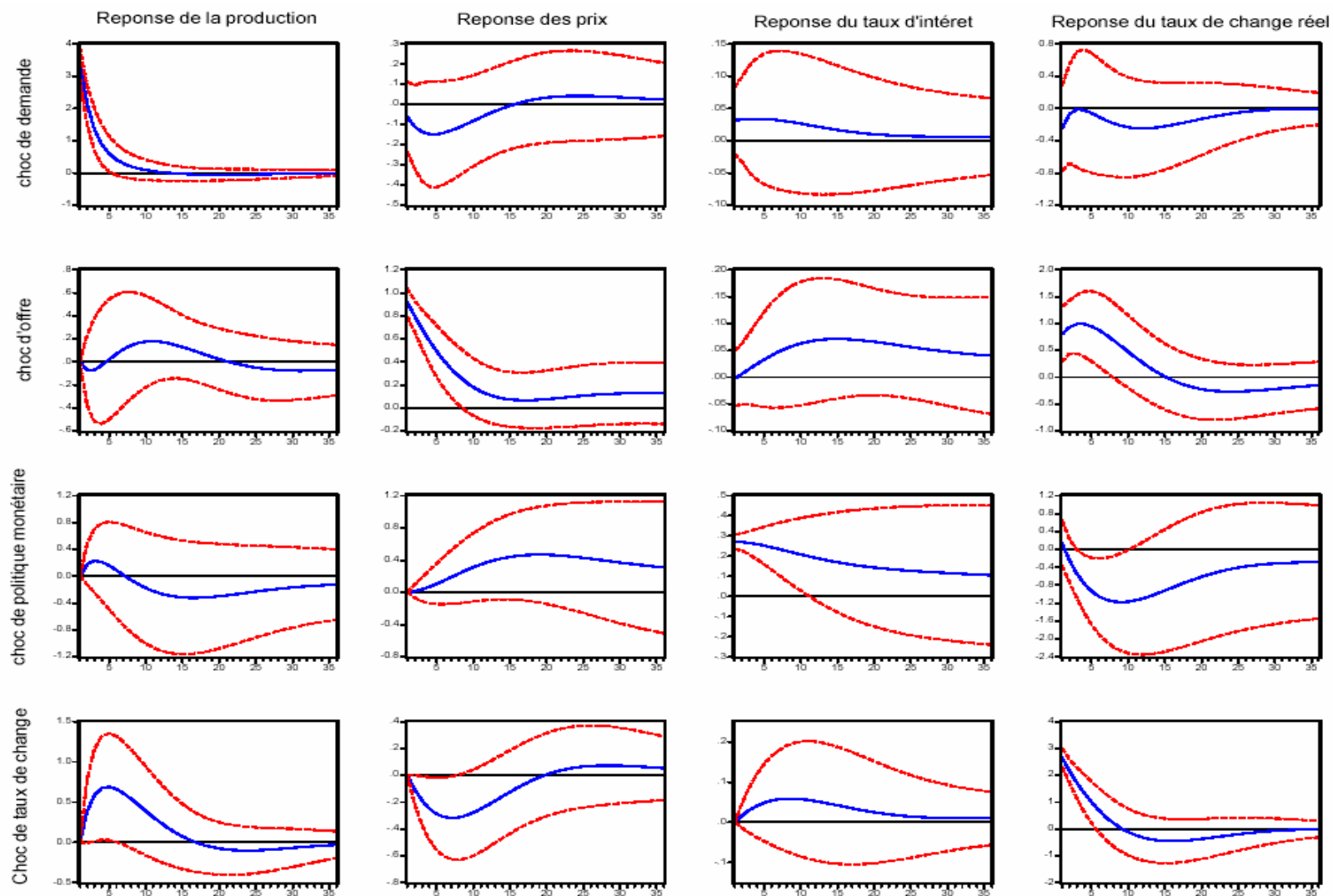


Figure 12: Slovaquie



Résultats des estimations au niveau des sous-échantillons pour le modèle (4)

Figure 13 : République Tchèque (1997 : 05 – 2004 : 04)

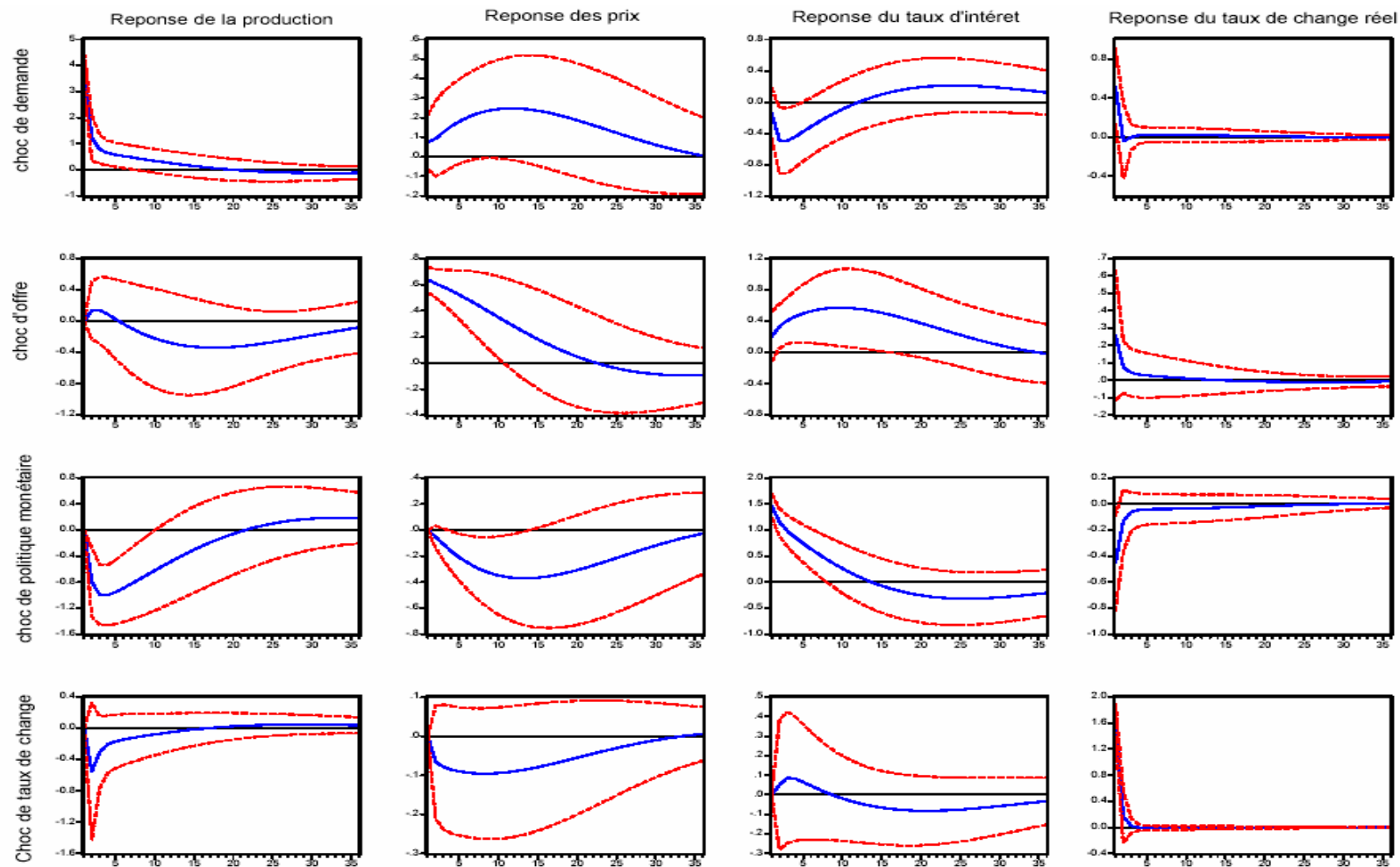


Figure 14 : Hongrie (1995 : 03 – 2001 : 10)

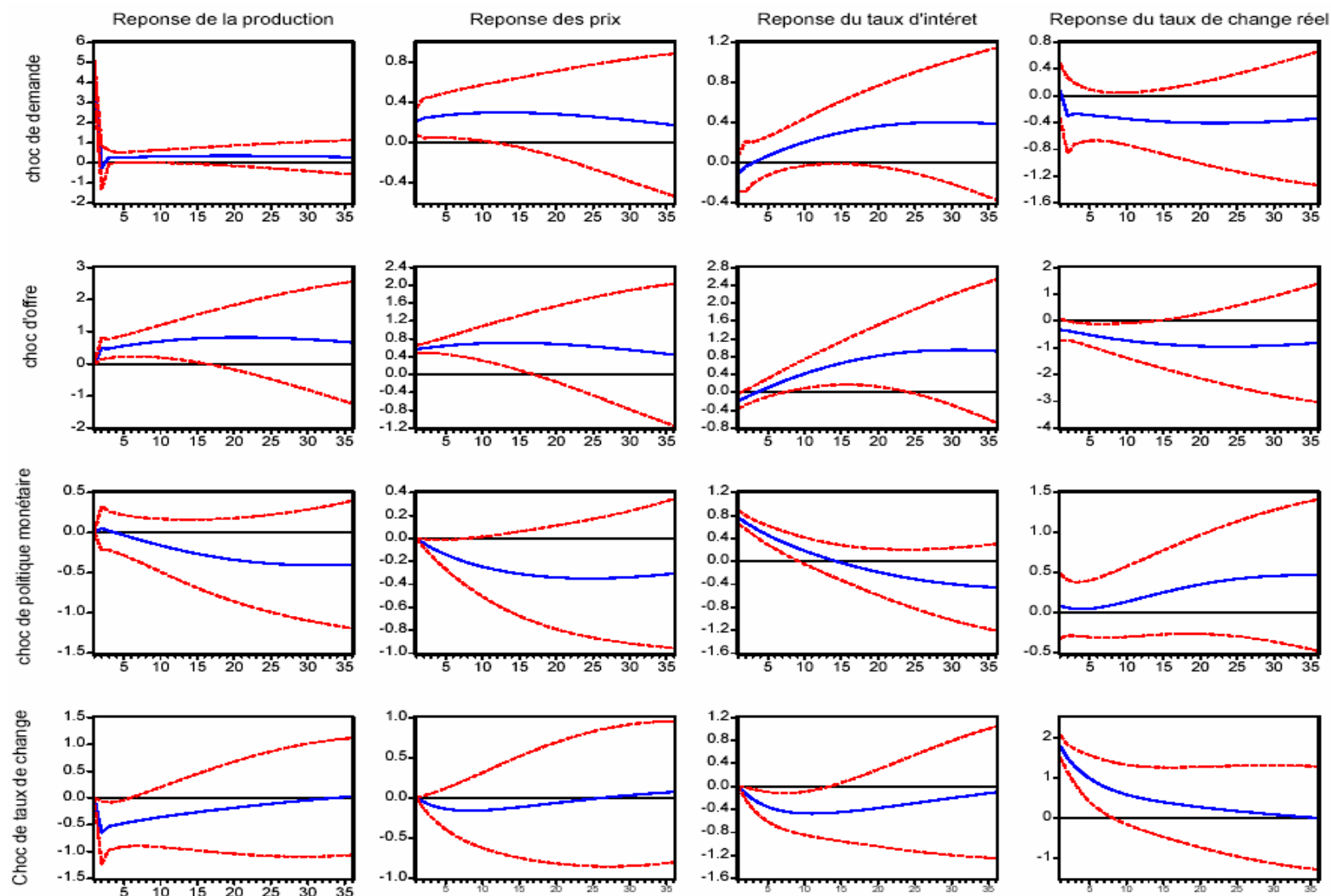


Figure 15 : Pologne (2001 : 01 – 2004 : 04)

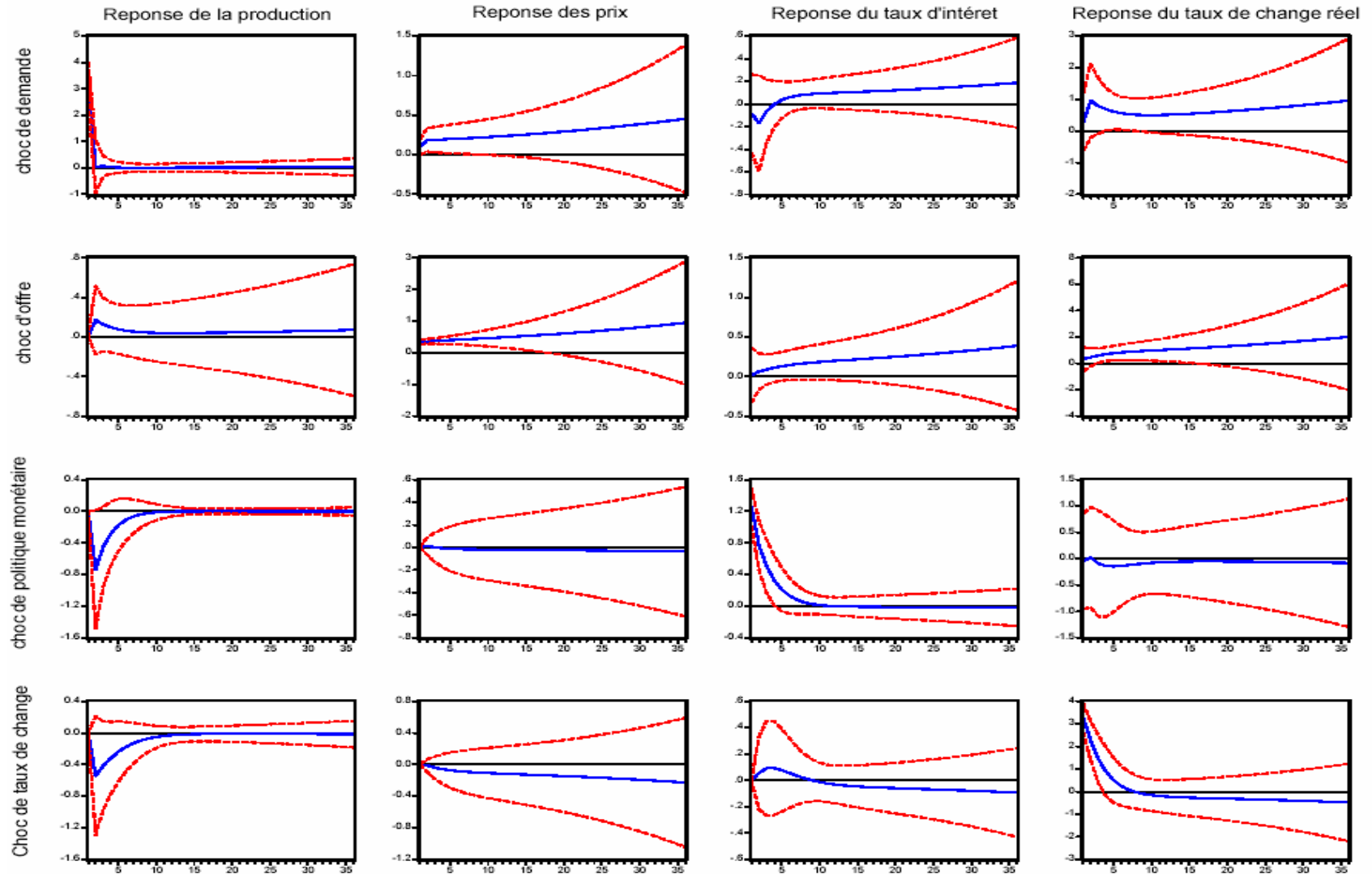
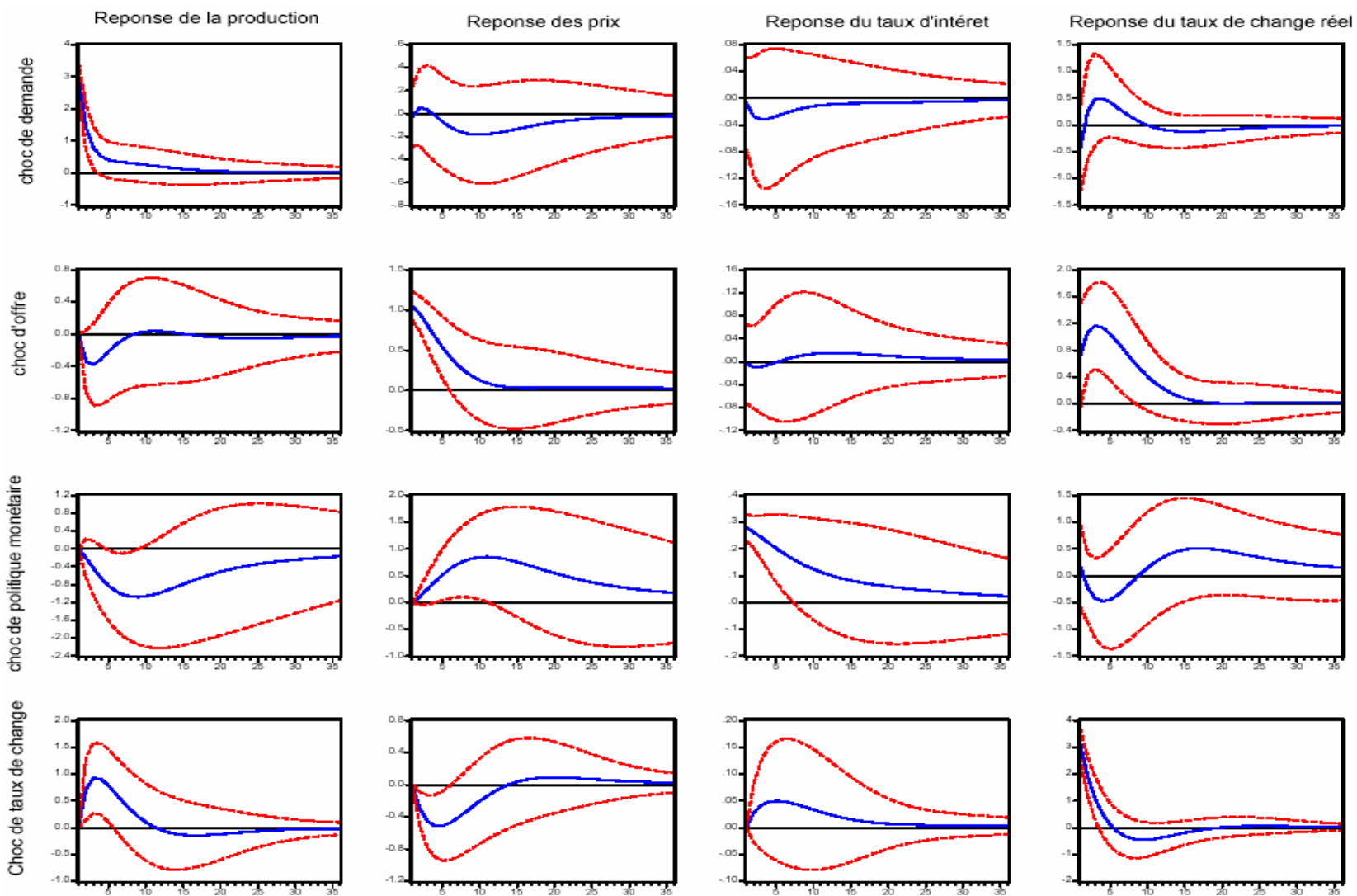


Figure 16: Slovaquie (1998: 10 – 2004: 04)



Annexe 3 : Décomposition de la variance sur la période d'ensemble (1994:01 – 2004:04)

République Tchèque	Decomposition SE			Chocs sur IP			Chocs sur CPI			Chocs sur MIR			Chocs sur TCR		
	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M
Production industrielle	0,0525	0,0533	0,0535	85,39	82,98	82,45	0,77	2,57	3,04	12,30	12,94	12,99	1,54	1,52	1,53
Indice de prix à la consommation	0,0178	0,0204	0,0207	19,68	20,75	20,37	67,53	55,39	53,70	10,81	21,88	24,00	1,97	1,98	1,93
Taux d'intérêt	0,0306	0,0333	0,0342	2,65	4,40	5,48	18,76	27,73	27,85	78,51	67,53	66,22	0,08	0,34	0,44
Taux de change réel	0,0163	0,0163	0,0163	5,78	5,82	5,82	2,82	2,83	2,84	5,70	5,87	5,89	85,70	85,48	85,45

* Note : IP : production industrielle, CPI : l'indice des prix à la consommation, MIR : le taux d'intérêt, TCR : le taux de change réel.

Hongrie	Decomposition SE			Chocs sur IP			Chocs sur CPI			Chocs sur MIR			Chocs sur TCR		
	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M
Production industrielle	0,0477	0,0515	0,0538	82,84	71,95	66,39	7,61	14,78	18,52	0,25	1,69	3,26	9,29	11,58	11,83
Indice de prix à la consommation	0,0234	0,0327	0,0367	8,11	7,27	6,86	73,57	67,58	65,70	6,60	11,92	14,96	11,72	13,23	12,48
Taux d'intérêt	0,0189	0,0272	0,0335	3,33	5,79	6,21	10,09	30,71	40,23	62,37	31,08	24,23	24,21	32,42	29,33
Taux de change réel	0,0399	0,0449	0,0480	2,61	3,53	3,89	7,46	16,00	21,28	0,06	1,16	2,97	89,87	79,31	71,85

* Note : IP : production industrielle, CPI : l'indice des prix à la consommation, MIR : le taux d'intérêt, TCR : le taux de change réel

Pologne	Decomposition SE			Chocs sur IP			Chocs sur CPI			Chocs sur MIR			Chocs sur TCR		
	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M
Production industrielle	0,0892	0,0919	0,0929	91,60	88,22	86,68	3,94	6,61	6,83	2,20	2,49	2,54	2,27	2,68	3,95
Indice de prix à la consommation	0,0155	0,0188	0,0194	19,98	17,72	16,66	56,12	42,51	39,79	3,44	3,79	3,79	20,46	35,97	39,77
Taux d'intérêt	0,0307	0,0313	0,0315	9,2751	10,83	10,96	2,13	3,65	3,83	82,59	79,37	78,60	6,01	6,14	6,61
Taux de change réel	0,0659	0,0692	0,0701	6,8540	10,14	10,46	9,95	13,04	13,26	0,07	0,13	0,21	83,12	76,69	76,08

* Note : IP : production industrielle, CPI : l'indice des prix à la consommation, MIR : le taux d'intérêt, TCR : le taux de change réel

Slovaquie	Decomposition SE			Chocs sur IP			Chocs sur CPI			Chocs sur MIR			Chocs sur TCR		
	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M
Production industrielle	0,0480	0,0493	0,0497	84,52	80,23	78,73	0,74	1,09	1,31	1,42	5,64	6,94	13,32	13,04	13,02
Indice de prix à la consommation	0,0212	0,0266	0,0299	3,38	2,28	1,97	67,02	43,47	36,37	12,50	42,07	51,44	17,11	12,18	10,22
Taux d'intérêt	0,0086	0,0105	0,0113	1,49	1,20	1,06	3,38	7,20	8,24	91,42	87,91	87,44	3,70	3,68	3,25
Taux de change réel	0,0604	0,0675	0,0689	0,97	1,52	1,48	19,19	16,31	16,81	29,55	38,12	39,24	50,29	44,04	42,48

* Note : IP : production industrielle, CPI : l'indice des prix à la consommation, MIR : le taux d'intérêt, TCR : le taux de change réel

Décomposition de la variance pour les sous-échantillons dans le cadre du modèle (4) :

République Tchèque	Decomposition SE			Chocs sur IP			Chocs sur CPI			Chocs sur MIR			Chocs sur TCR		
	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M
Production industrielle	0,0518	0,0536	0,0544	70,78	66,53	65,01	1,11	5,29	6,49	26,12	26,29	26,58	1,99	1,89	1,91
Indice de prix à la consommation	0,0203	0,0248	0,0254	11,23	15,58	15,65	66,81	48,34	47,02	19,84	33,84	35,16	2,12	2,24	2,17
Taux d'intérêt	0,0330	0,0373	0,0393	9,95	10,03	11,45	27,24	36,53	34,03	62,55	52,77	53,67	0,25	0,67	0,86
Taux de change réel	0,0182	0,0183	0,0183	8,21	8,25	8,25	2,33	2,34	2,37	7,18	7,33	7,34	82,28	82,08	82,05

* Note : IP : production industrielle, CPI : l'indice des prix à la consommation, MIR : le taux d'intérêt, TCR : le taux de change réel

Hongrie	Decomposition SE			Chocs sur IP			Chocs sur CPI			Chocs sur MIR			Chocs sur TCR		
	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M
Production industrielle	0,0517	0,0614	0,0690	75,66	57,47	48,03	0,77	31,66	39,25	15,58	3,54	6,83	0,54	7,32	5,89
Indice de prix à la consommation	0,0258	0,0383	0,0449	13,71	12,97	12,34	77,12	73,47	71,04	6,10	11,57	15,05	3,07	2,00	1,57
Taux d'intérêt	0,0231	0,0401	0,0556	4,81	10,38	11,57	19,37	50,39	60,33	44,02	16,82	14,84	31,80	22,42	13,25
Taux de change réel	0,0423	0,0569	0,0682	6,15	9,26	10,12	24,03	44,22	51,86	0,75	4,40	8,46	69,07	42,12	29,57

* Note : IP : production industrielle, CPI : l'indice des prix à la consommation, MIR : le taux d'intérêt, TCR : le taux de change réel

Pologne	Decomposition SE			Chocs sur IP			Chocs sur CPI			Chocs sur MIR			Chocs sur TCR		
	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M
Production industrielle	0,0358	0,0359	0,0360	87,23	87,06	86,75	0,60	0,78	1,13	6,80	6,78	6,75	5,37	5,38	5,37
Indice de prix à la consommation	0,0164	0,0284	0,0430	18,28	18,05	17,99	78,52	77,82	77,62	0,10	0,12	0,12	3,10	4,01	4,28
Taux d'intérêt	0,0172	0,0196	0,0237	3,11	6,63	10,17	8,59	24,75	41,24	87,21	66,83	45,97	1,09	1,79	2,63
Taux de change réel	0,0562	0,0746	0,1012	13,86	15,67	16,70	25,12	47,79	61,32	0,37	0,27	0,21	60,64	36,26	21,77

* Note : IP : production industrielle, CPI : l'indice des prix à la consommation, MIR : le taux d'intérêt, TCR : le taux de change réel

Slovaquie	Decomposition SE			Chocs sur IP			Chocs sur CPI			Chocs sur MIR			Chocs sur TCR		
	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M	12 M	24 M	36 M
Production industrielle	0,0500	0,0549	0,0556	49,07	41,07	40,06	1,71	1,47	1,49	34,95	45,06	46,31	14,28	12,40	12,15
Indice de prix à la consommation	0,0321	0,0391	0,0402	1,99	2,20	2,15	37,06	25,21	23,86	46,58	62,46	64,30	14,37	10,13	9,69
Taux d'intérêt	0,0068	0,0072	0,0073	1,14	1,13	1,14	0,24	0,54	0,57	94,81	94,66	94,68	3,81	3,68	3,61
Taux de change réel	0,0512	0,0539	0,0546	4,22	4,21	4,15	30,14	27,32	26,68	4,16	12,32	14,30	61,47	56,15	54,88

* Note : IP : production industrielle, CPI : l'indice des prix à la consommation, MIR : le taux d'intérêt, TCR : le taux de change réel

CHAPITRE 4

Une évaluation empirique sur le phénomène de contagion dans les PECO

Introduction

Le phénomène de contagion manifesté suite aux vagues successives de crises financières est sans doute l'un des faits marquants de l'économie mondiale durant la seconde moitié des années 90. En effet, cette période s'est caractérisée par l'éclatement de six crises financières majeures qui ont touché les pays émergents: la dévaluation tchèque en 1997, la crise asiatique en 1997, la crise russe en 1998, la crise brésilienne en 1999, la crise turque en 2000 et finalement, la crise argentine de fin 2001. Ces événements n'ont pas été sans conséquences sur les économies des pays émergents et même sur les pays industrialisés.

Il est à remarquer que ce phénomène se propage même vers des pays qui ont une situation économique saine ou qui ont des liens commerciaux et financiers étroits avec le pays subissant une crise. Ainsi, l'effondrement du baht thaïlandais de juillet 1997 a entraîné dans sa chute la plupart des monnaies de la région: l'Indonésie, la Malaisie et la Corée du Sud. Ultérieurement, la crise financière russe manifestée par la suspension du remboursement de la dette et la dévaluation du rouble, s'est propagée vers les marchés des pays de l'Europe Centrale et Orientale (PECO) et de l'Amérique Latine. Le Brésil fut

particulièrement frappé par les désengagements qui suivirent la crise russe car, comme en Russie, la dette publique y faisait problème. Ensuite, la crise turque a confirmé le fort potentiel de l'effet de contagion que les crises de balance de paiements et de défaut portent en elles. Finalement, la crise argentine considérée au début comme un cas isolé, s'est propagée au niveau régional: après l'Argentine, ce sont le Brésil et l'Uruguay qui sont entrés dans une spirale de dévaluation monétaire. Les expériences récentes de ces pays montrent que l'effet de contagion engendre généralement des coûts sociaux et économiques importants, en particulier pour les pays en transition dont les moyens sont limités pour prévenir ou faire face aux crises, d'où l'importance de cette recherche.

Bien que le phénomène de contagion n'ait attiré l'intérêt des économistes que récemment (Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996), Glick et Rose (1999)), il y a une abondante littérature théorique et empirique discutant de l'importance de cet effet et de ses implications sur la stabilité des marchés financiers et dans le déclenchement des crises des balances de paiements. Ce chapitre se distingue par rapport aux travaux précédents à deux niveaux. Premièrement, contrairement aux autres études sur le sujet (Rose et Glick (1999), Edward (1998) et Eichengreen, Rose et Wyplosz (1996)), nous mettons en évidence l'existence de l'effet de contagion en se fondant sur un indicateur de dévaluation anticipée et non sur un indicateur de pression spéculative ou de volatilité. Deuxièmement, nous nous focalisons sur les expériences de quelques pays de l'Europe de l'Est qui représentent des exemples intéressants pour l'étude de la contagion pour deux raisons: (i) la rareté des travaux à ce sujet pour ces pays et (ii) les changements institutionnels importants que ces Etats ont entamé au cours de ces dernières années: d'abord, un

processus de libéralisation de leur compte courant et de leur compte de capital qui les a rendus plus exposés à l'effet de contagion et au risque des fuites de capitaux ; puis, le fait d'être plus ou moins sérieusement touchés par les crises financières bien qu'ils n'aient pas eu de liens économiques importants avec les pays originaires des crises; finalement, ces pays représentent tous de petites économies ouvertes, ayant des régimes de changes différents au moment des crises financières internationales 1997-1999.

Six vagues de crises ont touché les économies de ces pays, ces dernières années. Toutefois, sur les six séries des crises considérées, l'impact de la crise russe a été plus important que l'impact des autres. Ce constat confirme également la spécificité régionale des crises financières¹. En effet, ce phénomène étudié par Eichengreen et Rose (1996) s'explique par le fait que, les liens commerciaux propagent une crise qui touche un pays, à ses voisins. Les pays étudiés représenteraient-ils un paradoxe pour l'analyse de Eichengreen et Rose dans le sens où on a une contamination régionale sans que les pays en question aient des liens économiques forts? En effet, la Russie n'est pas un partenaire de poids pour la plupart des pays de l'échantillon durant la période étudiée². L'étude de ces pays montre que, même sans ces considérations de liens économiques fondamentaux et de liens financiers entre le pays originaire de la crise et les pays voisins, la proximité géographique suffit à favoriser l'effet de contagion et à expliquer la nature régionale de la crise.

¹ La crise russe a eu en effet, un caractère régional: elle s'est propagée vers les pays de l'Europe de l'Est grâce à leur proximité géographique et/ou aux liens très étroits avec le pays subissant la crise. D'autre part, en raison de son ampleur, elle a également affecté les pays de l'Amérique Latine (le Brésil): ses effets d'externalité étant expliqués par le comportement mimétique qu'il soit rationnel ou non.

² Par exemple, en 1997, les exportations de la Hongrie, Pologne, République Tchèque et la Slovaquie vers la Russie représentent respectivement 5%, 8%, 3% et 4%.

En analysant la corrélation des taux de change de quelques monnaies des pays de l'Europe de l'Est, du Brésil et de l'Argentine pour les deux périodes: 1993-1996 et 1997-1999 (voir tableaux 6, 7 et 8 de l'annexe) on constate, en moyenne, une augmentation du coefficient de corrélation pour la plupart des pays considérés à la deuxième période, fait qui pourrait être expliqué par le phénomène de contagion. Ajoutons que l'effet de contagion se manifeste généralement sous la forme des fuites importantes de capitaux, pression sur le taux de change, augmentation des taux d'intérêt, augmentation de la volatilité du taux de change nominal³ et réel et une chute des valeurs boursières. Dans ce chapitre, nous tentons de montrer que l'effet de contagion fait également baisser la crédibilité des monnaies nationales, en l'occurrence celle des quatre PECO considérés: la Hongrie, la Pologne, la République Tchèque et la Slovaquie.

Ce chapitre contient cinq sections. La première est consacrée aux travaux théoriques sur la contagion ainsi qu'aux canaux de transmission de celle-ci dans le cas des pays de l'Europe de l'Est. Les situations macroéconomiques de quatre PECO étudiés sont présentées dans la deuxième section afin de mieux justifier l'objet de cette recherche. Dans la troisième section, nous décrivons brièvement les méthodes d'estimation permettant de quantifier l'effet de contagion et, ensuite nous présentons les sources de données et l'échantillon. La quatrième section expose les principaux résultats des estimations économétriques. Finalement, la cinquième section apporte des éléments de conclusions.

³ La volatilité du taux de change nominal entre le pays *i* et le pays *j* est mesurée par l'écart type de la variation trimestrielle du logarithme du taux de change nominal calculée sur les trois années précédentes en données mensuelles.

4.1 Littérature théorique : définitions, mécanismes et canaux de transmission de l'effet de contagion

Il est à noter que les économistes et les responsables économiques ne sont pas unanimes sur une définition unique de l'effet de contagion. En effet, Forbes et Rigobon (2000) définissent la contagion comme une augmentation significative des liens entre les marchés financiers due à un choc spécifique à un pays ou à un groupe de pays. Ces liens peuvent être mis en évidence de plusieurs façons, par le biais de plusieurs statistiques telles que : la corrélation entre les rendements des actifs, la probabilité d'attaque spéculative ou bien par une simple mesure de volatilité. Ainsi, ils considèrent qu'il est normal qu'un choc négatif sur l'économie brésilienne se transmette à l'économie argentine et vice-versa étant donné les grandes similarités entre ces deux économies. Par conséquent, cette transmission ne constitue pas un effet de contagion selon leur point de vue. Forbes et Rigobon utilisent le terme "interdépendance" pour désigner ce type de scénario. Toutefois, cette définition ne fait pas l'unanimité. En effet, certains économistes montrent que si le choc d'un pays se transmet à un autre, même en l'absence d'un changement significatif de liens entre les marchés de deux pays, cette transmission constitue un effet de contagion (par exemple, selon eux, l'impact d'un crash de la bourse américaine sur la bourse mexicaine est considéré comme un effet de contagion). D'autres expliquent qu'il est impossible de définir la contagion sur la base d'un test de changement de liens entre les marchés. Ils affirment qu'il est nécessaire d'identifier la façon dont les chocs se transmettent entre les marchés, et ce sont seulement certains mécanismes qui peuvent véhiculer le phénomène de contagion (par exemple, le comportement mimétique ou moutonnier). Nous adoptons ici

une définition plus générale de la contagion et nous l'identifions comme tout canal transmettant un choc d'un pays à un autre ou un choc commun à une région.

La littérature théorique sur la contagion est assez récente⁴. Nous citons dans ce sens, la contribution de Masson (1999), Mullainathan (1998), Goldfajn et Valdez (1997) et Drazen (1999). Dans la suite, nous synthétisons les principales approches théoriques sur le phénomène de contagion prenant exemple avec différents travaux relativement récents. Nous distinguons deux principales approches: la première tente d'identifier les canaux de transmission des chocs en l'absence de liens économiques fondamentaux entre pays ou groupe de pays et la seconde essaye d'analyser ce phénomène en présence de ces liens.

La première approche de la littérature distingue trois canaux de transmission: *les déséquilibres multiples* fondés sur la psychologie des investisseurs, *les chocs de liquidité* qui conduisent à une recombinaison des portefeuilles des investisseurs et *l'économie politique* qui affecte le régime du taux de change fixe. Le premier mécanisme (les déséquilibres multiples) se manifeste lorsqu'une crise dans un pays est utilisée comme une tache solaire "sunspot" pour d'autres pays. Par exemple, Masson (1999) montre comment une crise dans un pays peut coordonner les anticipations des investisseurs dans un autre pays, en l'amenant à changer leur anticipation du bon au mauvais équilibre et par conséquent, de causer une crise dans le deuxième pays considéré. Mullainathan (1998) montre qu'une crise dans un pays peut éveiller chez les investisseurs la mémoire des crises passées et les amener à réévaluer leur priorité et affecter une grande probabilité au mauvais état de la nature. Dans ces deux modèles, le passage d'un bon équilibre à un mauvais et la

⁴ Pour plus de détails sur la littérature théorique sur l'effet de contagion, voir Forbes et Rigobon (2000).

transmission du choc initial sont générés par un changement des croyances des investisseurs et non pas par des liens économiques réels.

La seconde catégorie de l'effet de contagion passe par les chocs de liquidité. Goldfajn et Valdez (1997) développent un modèle dans lequel une crise dans un pays peut réduire la liquidité des participants sur le marché. Ceci peut forcer les investisseurs à recomposer leur portefeuille en vendant des actifs sur un marché d'un autre pays afin de continuer à opérer sur ce marché. Si le choc de liquidité est suffisamment élevé, une crise dans un pays peut augmenter le degré de rationnement des crédits et forcer les investisseurs à vendre leurs avoirs en actifs dans tous les pays non affectés par la crise. Calvo (1998) développe un modèle de choc de liquidité dans lequel il y a une asymétrie d'information entre les investisseurs. Les investisseurs informés reçoivent des signaux concernant les fondamentaux d'un pays et, par la suite, ils subissent un choc de liquidité qui les force à vendre leurs avoirs. Les investisseurs non informés ne peuvent pas distinguer entre le choc de liquidité et les mauvais signaux et, par conséquent, ils vont aussi vendre leurs avoirs.

Le troisième mécanisme de transmission des chocs est la contagion politique. Drazen (1999) étudie la dévaluation européenne de 1992-1993 et développe un modèle dans lequel le gouverneur de la Banque Centrale est sous une pression politique qui l'oblige à maintenir le régime de taux de change fixe. Quand certains pays d'une région abandonnent l'ancrage, le coût de le faire est moindre pour les autres. Cette branche de la littérature n'explique pas seulement l'avènement de la crise mais, elle explique également pourquoi les attaques spéculatives se transmettent dans les économies qui n'ont apparemment pas de liens économiques fondamentaux.

La deuxième branche identifie quatre mécanismes de transmission de chocs: le commerce, la coordination des politiques économiques, la similarité économique et un choc commun à un ensemble de pays.

Dans les différents groupes de pays en développement, le commerce tend à être marqué par la concurrence dans des marchés tiers. En effet, lorsque les pays sont très liés du point de vue commercial, une dévaluation dans un pays peut forcer les autres pays à dévaluer pour maintenir leur compétitivité. Par exemple, en 1997 une fois la dévaluation adoptée par la Thaïlande, la pression compétitive s'est immédiatement exercée sur la Malaisie et l'Indonésie, qui pratiquaient le même type d'exportations que la Thaïlande et vers les mêmes pays. L'effet de contagion s'est manifesté et la Malaisie et l'Indonésie ont dévalué, à leur tour, leur monnaie.

Le deuxième mécanisme de transmission de chocs est mis en évidence par la coordination des politiques économiques qui peut lier les économies d'un ensemble de pays: la réponse d'un pays à un choc économique négatif pourrait forcer un autre pays à poursuivre des politiques économiques semblables.

La "réévaluation pays"- "country learning" constitue un troisième mécanisme de propagation de l'effet de contagion. Les investisseurs peuvent appliquer les leçons apprises après un choc manifesté dans un pays à un autre pays avec des structures macroéconomiques et des politiques économiques similaires. Par exemple, si un pays avec un système financier assez faible connaît une crise, les investisseurs peuvent réévaluer la robustesse des systèmes bancaires des autres pays et ajuster leurs probabilités de crise en conséquence. Une explication possible de ce phénomène, est que les investisseurs prennent conscience avec retard du caractère insoutenable de certaines politiques. Dès qu'un pays est "touché", ils remettent en cause l'ensemble des pays qui, dans leur esprit, en sont

”proches”. On se retrouve face à des comportements mimétiques: dès qu’un pays de la région est touché, les investisseurs sont incités à réduire leur exposition dans la région pour limiter les risques; mais, concrètement, si chacun réduit son "exposition”, on assiste à un reflux massif des capitaux.⁵

Finalement, le quatrième mécanisme de transmission des chocs est constitué par les chocs communs⁶ qui peuvent affecter les fondamentaux de plusieurs pays simultanément. Dans ce sens, une augmentation du taux d’intérêt international pourrait ralentir la croissance dans plusieurs pays d’une manière simultanée.

L’identification des canaux de transmission de l’effet de contagion dans le cas des PECO représente l’objectif de l’analyse qui suit. Les principaux canaux de propagation de l’effet de contagion aux économies des pays de l’Europe de l’Est, incluent à la fois les prix des matières premières (pour les pays qui tirent l’essentiel de leur recettes d’exportation de produits de base), les liens commerciaux (pour les pays confrontés à une baisse de la demande extérieure et à la dévaluation compétitive) et les marchés financiers (pays avec un système financier "précaire" qui ont recours aux apports massifs de capitaux privés à court terme pour financer leur déficit du compte courant).

Entre 1997 et 1998 les prix du pétrole sont passés en moyenne annuelle de 19.1 dollars/baril à 13 dollars/baril. Cette baisse est due au recul de la demande en provenance d’Asie qui reste un important consommateur. Cette crise a également eu des répercussions sur le cours des matières premières : l’indice global a baissé de 22% entre 1997 et 1998.

⁵ Krugman, 1997.”Currency crises. <http://web.mit.edu/krugman/www/crises.html>

⁶ Pour certains économistes ce canal ne constitue pas un effet de contagion. Toutefois, la distinction entre un choc commun à un groupe de pays et l’effet de contagion est difficile à faire en réalité.

Cet effet dépressif de la crise asiatique sur le cours du pétrole, des produits raffinés de pétrole et des matières premières, a fragilisé la situation des pays de l'Europe de l'Est qui sont fortement engagés sur les secteurs primaires, comme la Russie, la Croatie et les Pays Baltes (Estonie, Lettonie et Lituanie) dont les exportations dépendent en moyenne sur la période 1995-2000 de 26.22%, 7.66%, 16.97%, 28.00% et 13.57% du pétrole et produits raffinés de pétrole.⁷ Le deuxième canal de transmission provient du fait que d'une part, de nombreuses économies sont fortement exposées à la baisse de la demande en provenance de la Russie ou de l'Asie (par exemple, pour les Pays Baltes et l'Ukraine – pays qui ont appartenu à l'ex-URSS, la Russie représente en moyenne 10.95% et 44.68% de leur commerce sur la période considérée). D'autre part, la dévaluation asiatique a renforcé la compétitivité sur les marchés tiers, fait qui a conduit à l'augmentation de la concurrence asiatique sur les produits des PECO, sur le marché étranger. De plus, compte tenu de similitudes des échanges entre les pays de l'Europe de l'Est, les marchés financiers perçoivent la possibilité de dévaluation compétitive dans ce groupe de pays. Dès qu'un pays de ce groupe montre des signes de faiblesse, il est attaqué puis, dès que cette première attaque spéculative réussit, la pression spéculative se déplace vers les autres pays du groupe et les obligent à dévaluer à leur tour.

Ces phénomènes de baisse de la demande extérieure, de chute des prix du pétrole et des matières premières, ainsi que de détérioration de la compétitivité extérieure, ont conduit au creusement du déficit budgétaire⁸ et de la balance des opérations courantes (financée par les afflux de capitaux à court terme) ainsi qu'à la déstabilisation de leur dynamique de

⁷ Calcul des auteurs à partir de la base des données CHELEM.

⁸ Il y a une forte dépendance des recettes fiscales et des exportations des matières premières dans certains pays de l'Europe de l'Est.

l'endettement. Suite aux crises - asiatique et russe, le financement de ces déficits s'est avéré plus difficile que par le passé. Néanmoins, certains pays de l'Europe de l'Est touchés par l'effet de contagion, notamment, la Slovaquie, la Pologne et la Hongrie ne sont ni exportateurs de matières premières, ni de pétrole, ni partenaires de poids de l'Asie ou de la Russie ce qui démontre l'importance du canal financier comme un vecteur de plus en plus important de l'effet de contagion. En effet, toutes les estimations de l'effet d'entraînement direct du "marché des biens" sur les économies en crise, montrent que ce dernier ne constitue pas un facteur majeur dans la propagation de la crise. Par exemple, dans le cas de la crise russe, le rôle de la Russie, soit comme marché, soit comme concurrent ne peut avoir eu qu'un très faible effet sur l'économie slovaque. Il semble que la manière dont les économies des pays de l'Europe de l'Est ont été associées dans l'esprit des investisseurs est plus importante que les liens économiques directs, abstraction faite de l'importance des liens commerciaux⁹.

La globalisation financière a eu comme conséquence une forte mobilité des capitaux sans coûts, sans délai et sans égard aux frontières géographiques. La libéralisation financière, généralement non maîtrisée, que certains pays de l'Europe de l'Est ont connue, les a rendus très vulnérables à l'effet de contagion. Lorsque les capitaux ne sont pas parfaitement libres, le déclenchement d'une crise ailleurs n'induit pas de mouvements de capitaux aussi brusques et donc, n'oblige pas les autorités à augmenter les taux d'intérêt pour défendre le taux de change. La succession des crises dans les pays émergents : la crise asiatique, la crise russe, la crise brésilienne, la crise turque et, récemment, la crise

⁹ On peut penser que les flux de capitaux dans la région étaient souvent canalisés par les "fonds des marchés émergents" qui réunissaient tous les pays de l'Europe de l'Est. Lorsque de mauvaises nouvelles arrivent à l'un de ces pays, l'argent quitte ces fonds, puis tous les pays de la région.

argentine a alimenté le phénomène de défiance de l'ensemble de ces pays (le risque pays s'est accru). Elle a encouragé les fuites de capitaux qui ont entraîné des dévaluations répétitives des monnaies de la plupart des pays émergents et a conduit à un phénomène de préférence pour des placements plus sûrs: fuite vers la qualité "flight to quality". Le fait que la crise russe ait succédé à la crise asiatique avec toutes les turbulences qui ont entourées cette dernière (chute du yen, crainte de dévaluation chinoise) a aggravé la crise de confiance déjà existante de l'ensemble des pays émergents en causant des effets plus sévères sur les économies des pays de l'Europe de l'Est que ceux causés par la précédente. Elle a également été nourrie par la chute des cours sur les places boursières asiatiques provoquant une fragilisation des changes et une chute des bourses locales.

4. 2 Situation macroéconomique des pays de l'Europe de l'Est entre 1997-1999

La situation économique du moment influence la manière avec laquelle les marchés perçoivent le risque de crise dans un pays au moment où une crise financière éclate dans les économies émergentes. La troisième section du présent chapitre propose un bref aperçu de la situation macroéconomique des pays de l'Europe de l'Est pour les périodes des crises internationales 1997-1999. Nous allons mettre l'accent surtout sur les aspects qui ont eu une importance majeure dans le phénomène de propagation des crises financières depuis 1997 (déficit de compte courant, inflation, dette extérieure/PIB, déficit public, régime de change, réserves de change moins l'or).

Pour une meilleure compréhension de ces aspects, le tableau 4 de l'annexe présente les principaux indicateurs macroéconomiques. Comme ce tableau montre, la plupart des pays de l'Europe de l'Est considérés dans cette étude ne semblent pas souffrir durant la période 1997-1998 des déséquilibres économiques majeurs. Certes, certains d'entre eux ont connu quelques signes de faiblesse : par exemple, un déficit de compte courant a été observé dans le cas de la Pologne et de la Hongrie en 1998 ainsi qu'un taux de croissance négatif du PIB a été enregistré en République Tchèque. Ces faits attestent que la situation macroéconomique n'explique en aucun cas l'essentiel du phénomène de contagion observé. En effet, des pays avec une politique macroéconomique relativement saine ont été touchés par ce phénomène - la Pologne, la Hongrie. L'expérience récente des crises financières montre que, les deux types de facteurs (internes et externes) sont importants dans le déclenchement d'une crise dans un pays. Ce dernier est représenté par les facteurs conduisant à l'effet de contagion qui peut affecter un pays en fonction de son degré d'ouverture et de sa capacité d'absorber les flux de capitaux étrangers.

Les effets économiques de vagues successives de crises financières ne se sont donc, pas limités seulement aux pays originaires des crises. Ils ont touché les économies des pays émergents, en particulier les pays de l'Europe de l'Est menant à la fragilisation de leur système bancaire : rappelons que, depuis 1989, les pays du bloc soviétique, et finalement l'Union Soviétique elle-même, sont sortis du communisme et ont entamé leur transition vers le système de marché. Le processus de transition a été marqué par une inflation rapide, une forte baisse de la production et un phénomène qui était largement inconnu dans les économies planifiées, le chômage. De plus, le secteur bancaire ainsi que le cadre légal dans lequel s'organisent les relations commerciales et la gestion des entreprises étaient

assez inconnus. Dans ce cadre s'explique l'attitude prudente des investisseurs et l'absence de marché intérieur des capitaux. Cette étape fut suivie d'un processus de libéralisation du compte courant puis, du compte de capital, dans une perspective d'intégration de ces pays dans l'Union Economique et Monétaire Européenne. Les marchés internes des capitaux ont ainsi commencé à se cristalliser encourageant les flux de capitaux étrangers¹⁰. Ce phénomène de libéralisation financière fut accompagné d'une expansion du crédit alimentée par un large afflux de capitaux. L'absorption de ces flux a généralement posé des défis en terme de déploiement productif car ils ont été gérés par un système financier encore en transition. Cependant, l'expansion du crédit et le déséquilibre du compte courant suite à la libéralisation financière ne sont pas nécessairement mauvais. En effet, l'afflux de capitaux peut financer des investissements rentables et la croissance de crédit peut être due à un processus d'approfondissement financier. Ce qui pose un problème dans le cas des PECO, est la combinaison des marchés financiers peu solides et les larges disponibilités en capital dues aux afflux de capitaux étrangers. Une fois entamée, la libéralisation financière peut donc engendrer deux situations : d'une part, elle peut contribuer au développement des structures économiques et à l'augmentation du niveau de vie et d'autre part, elle peut rendre les pays en question plus vulnérables aux chocs externes et aux crises. Il est essentiel d'observer en parcourant les travaux récents que, dans la plupart des cas, les crises monétaires¹¹ ont été accompagnées par des crises dans d'autres marchés financiers

¹⁰ En effet, après 1990, beaucoup de ces pays ont bénéficié d'importantes entrées de capitaux et ont accumulé de déficits de leur compte courant. Ces emprunts peuvent être expliqués par le commerce intertemporel (Krugman) selon lequel les pays à bas revenu génèrent une épargne trop faible pour exploiter toutes les opportunités d'investissements de sorte qu'ils doivent emprunter à l'étranger. Dans les pays riches de l'autre côté, les opportunités d'investissements les plus productifs ont déjà été exploitées alors que le niveau d'épargne était élevé. En conséquence, les épargnants des pays riches peuvent ainsi obtenir un meilleur taux de rendement en prêtant des fonds pour financer les investissements dans les pays en développement.

¹¹ Dans le cas des régimes de change fixe, les crises monétaires se manifestent par une demande brusque et significativement excessive de devises qui force la banque centrale de défendre le taux de change fixe en vendant

(par exemple, dans certains pays - la Malaisie, les crises monétaires et bancaires¹² se sont déclanchées en même temps). Dans ce sens, il existe trois chemins possibles reliant ces types de crises qui ont touché les pays émergents et qui expliquent la manière dans laquelle une crise pourrait déstabiliser un système bancaire. La première situation est lorsqu'une crise monétaire peut déclencher une crise bancaire : la Banque Centrale augmente les taux d'intérêt pour défendre sa monnaie nationale et fragilise ainsi la position des banques domestiques or une forte dépréciation inattendue de la monnaie domestique fragilise la position financière des banques avec des dettes en devises non couvertes. La seconde situation envisage le chemin en sens inverse, des crises bancaires vers les crises monétaires : la Banque Centrale qui finance les institutions financières ayant des problèmes en émettant de la monnaie, peut éroder son taux de change fixe. Or les banques domestiques ayant des problèmes financières peuvent réduire la capacité de la Banque Centrale à défendre son taux de change fixe puisque augmenter les taux d'intérêt pour se protéger contre les attaques spéculatives c'est coûteux. Finalement, elles peuvent éclater en même temps, étant le résultat des facteurs communs : flux de capitaux étrangers, libéralisation financière non-maîtrisée, manque de liquidité en devises etc.. Nous nous intéressons donc à l'expérience de quatre pays qui nous semblent représentatifs pour

ses réserves internationales. Si la crise se développe, la banque centrale est obligée de dévaluer la monnaie nationale or d'abandonner son taux de change fixe en dévaluant soudainement sa monnaie. Dans un régime de changes flexibles, une crise monétaire se déclenche par une forte et soudaine dépréciation de la monnaie (cas de la République Tchèque en 1997). Ajoutons que, pour les deux cas ci-dessus, les études empiriques mesurent les crises monétaires à l'aide d'un indicateur de pression spéculative ou de volatilité .

¹² Les crises bancaires apparaissent quand les banques sont confrontées à des problèmes de convertibilité de leur obligations : elles ont une position de change ouverte (emprunts en devises et prêts en monnaies nationales). En général, l'accroissement de créances douteuses affaiblit le passif des banques entraînant la fragilisation du système bancaire. De tels événements, mettent en question la stabilité du secteur bancaire et la sûreté des actifs des firmes ou des ménages et conduisent à de forts déséquilibres de l'activité économique. Ils sont également associés avec une augmentation du risque d'une sortie brutale de capitaux (fuites de capitaux). Voir Kaminsky et Reinhart (1999).

l'étude de l'effet de contagion en Europe de l'Est et pour lesquels les données ont été disponibles¹³. Il s'agit de la République Tchèque, de la Slovaquie, de la Pologne et de la Hongrie.

République Tchèque Avant 1997, l'appréciation du taux de change réel comme important indicateur de compétitivité conduit à une augmentation du déficit de compte courant qui atteint en 1996, 7.4% du PIB. Parmi les quatre pays de l'Europe de l'Est étudiés, la République Tchèque a eu le compte de capital le plus ouvert. Ce fait a encouragé les afflux de capitaux spéculatifs surtout avant le déclenchement de la crise de 1997. La première attaque spéculative sur la couronne tchèque¹⁴ a eu lieu le 15 mai 1997. Durant les deux semaines de crises, la Banque Centrale a répondu par une augmentation des taux d'intérêt (plus de 75% pour les taux (report) officiels) et par des mesures administratives pour les non-résidents (les banques commerciales domestiques ne prêtaient plus aux étrangers en monnaie nationale). Le 26 mai 1997, la Banque Centrale abandonne son taux de change fixe et dévalue sa monnaie avec 9-12% de plus par rapport à la parité originale¹⁵. Plusieurs raisons ont poussé les autorités monétaires à défendre le taux de change fixe avant et durant la crise. L'une des plus importantes raisons a été la perte de la crédibilité, la politique antiinflationniste étant concentrée sur le maintien d'un régime de change fixe. Une autre raison importante a été la dette accumulée par les sociétés qui n'ont pas couvert leur risque de change. D'autres mesures concernent la diminution des réserves de change

¹³ Ce choix se justifie aussi par la disponibilité des données telles que les taux d'intérêt à 3 et 6 mois.

¹⁴ La couronne tchèque a été initialement fixée. Cependant, les décideurs politiques avaient la possibilité d'ajuster ultérieurement le taux de change à des intervalles réguliers à l'intérieur d'une bande de fluctuation fixe de +/-7.5% pour prendre en compte les variations des différentiels d'inflation ou la situation de la balance commerciale.

¹⁵ La mise en flottement de la couronne tchèque est réalisé le 27 mai 1997.

pour défendre la parité fixe et l'augmentation excessive et brusque des taux d'intérêt qui, maintenus pour longtemps, auraient pu avoir un impact négatif sur la croissance économique déjà en baisse (voir tableau 1, annexes). Les coûts engendrés pour défendre la parité fixe (des taux d'intérêt très élevés qui touchaient l'économie réelle et l'accumulation du déficit de compte courant qui résultait de la surévaluation du taux de change) se sont probablement avérés plus importants que ceux induits par l'adoption du flottement. Les autres crises de change qui ont suivies (la crise asiatique, la crise russe, la crise brésilienne ou la crise argentine) n'ont conduit qu'à des dépréciations temporaires de la couronne. Suite à la dévaluation de 1997¹⁶ et à la baisse de la demande externe, la République Tchèque a été amenée, pour redresser sa balance commerciale, à appliquer, parmi d'autres mesures, une politique d'austérité (la réduction des importations, des dépenses publiques de 2.5 % du PIB en 1997). Mais, ce redressement a été réalisé au prix d'une récession entamée au premier trimestre 1998, qui s'est aggravée tout au long de l'année. Cette récession s'est manifestée par un taux de croissance du PIB négatif qui est tombé de -1.0% en 1997 à -2.2% du PIB en 1998. Notons que, la République Tchèque nous semble moins touchée que ses voisins par la crise russe étant donné que l'Union Européenne absorbe 3/4 de l'ensemble de ses exportations.

Au cours de la même période, le taux de change a subi de fortes fluctuations. Entre décembre 1997 et novembre 1998, la monnaie s'est appréciée de 10% par rapport au deutschemark avant de se déprécier de presque autant en mars 1999. L'appréciation initiale a été due à l'important écart des taux d'intérêt entre les investissements libellés en couronne tchèques et en deutschemarks, tandis que la dépréciation a été le résultat d'un

¹⁶ La dévaluation tchèque est due, entre autre, au gonflement rapide du déficit courant, à l'importance des créances douteuses dans le passif des banques ainsi qu'au poids des dettes à court terme en % du PIB.

rétrécissement de cet écart et surtout des chocs extérieurs liés à la situation en Asie (la crise asiatique d'octobre 1997) et en Russie (crise russe d'août 1998) et encore à la récession intérieure prolongée. Ensuite, la monnaie tchèque a eu tendance à s'apprécier par suite de la forte réduction du déficit de la balance courante et "peut-être" d'entrées spéculatives de capitaux liées au programme de privatisation. Dans le sillage de la crise monétaire de 1997, les taux d'intérêts à court terme sont restés élevés à plus de 15% jusqu'en juillet 1998. Ils ont entamé une baisse rapide tombant à 5.9% en novembre 1999. Ajoutons que les taux d'intérêts à long terme ont suivi la même baisse étant supérieurs à 1% aux taux d'intérêt à court terme suite aux crises passées.

République Slovaque Les crises financières de 1997-1999, ont été marquées par des turbulences majeures et une grande instabilité sur les marchés slovaques de capitaux. Cependant, malgré la vulnérabilité de l'économie slovaque aux crises financières, le taux de change fixe a pu être défendu jusqu'à avant l'éclatement de la crise russe en août 1998. Parmi les quatre économies en transition sujettes de ce chapitre, deux principaux indicateurs macroéconomiques (tableau 1, annexes) restent dans les plus favorables : un taux moyen de croissance du PIB de +5.5% sur la période 1996-1998 et une inflation en baisse (de 7% en 1997 à 5% en 1998). Ces développements macroéconomiques positives cachent toutefois, des fondements microéconomiques délicats : un taux de croissance faible de la production industrielle, un déficit de compte courant (d'environ 10% sur la période 1996-1998) accompagné par des exportations faibles, une appréciation graduelle du taux de change réel et une augmentation de la dette externe du secteur privé surtout

celle à court terme¹⁷. Ces facteurs ont exercé des pressions négatives sur les indicateurs macroéconomiques favorables cités précédemment.

En février 1993, le taux de change a été ancré à un panier de cinq devises (principalement composé du deutschemark et du dollar) et les bandes de fluctuation ont été élargies trois fois de +/-1.5 % en janvier 1996 jusqu'à finalement +/-7% en début 1997. La première attaque spéculative s'est fait sentir cinq jours après la première attaque sur la couronne tchèque de mai 1997. La Banque Centrale a promptement réagi à cet effet de contagion en augmentant les taux d'intérêt pour une période assez longue et en utilisant également les réserves de changes. Dans les années précédentes, les afflux des capitaux spéculatifs étaient faibles puisque le niveau de libéralisation du marché des capitaux et les participations étrangères dans le secteur bancaire étaient restreints. C'est, peut-être, la raison pour laquelle la première attaque spéculative ne fut pas réussie. Ces chocs financiers externes combinés aux facteurs internes ont nourri un climat d'incertitude qui s'est manifesté par de nouvelles pressions exercées par les ventes. En 1998, le taux de change glisse à la baisse de 2-4% au-dessous de son taux central. Les autorités monétaires ont essayé de défendre à nouveau la monnaie en baissant les réserves de changes officielles qui sont tombées de 3.8 mlds. dollars à 2.9 mlds. dollars au début octobre 1998. Suite à ces pressions, la Banque Centrale a renoncé de défendre le taux de change et a adopté le 1^{er} octobre 1998 le flottement "à chaud". La crise russe a donc alourdi le déficit courant et a augmenté la volatilité du taux de change. Le déficit de la balance courante

¹⁷ Mais, les processus de restructuration et transformation des entreprises et de développement des marchés financiers commençaient se cristalliser. Cependant, la privatisation des sociétés, la manque d'un processus solide de régulation des marchés des capitaux, l'infrastructure juridique du moment, inadaptée au processus de privatisation entamé, l'aversion des investisseurs étrangers et la préférence des investisseurs nationaux dans la privatisation des entreprises, la mauvaises allocation des ressources, le chômage et une « corporate governance » mal menée, a joué un rôle important dans les performances faibles des sociétés slovaques.

slovaque a évolué de -7% du PIB en 1997 à -10% du PIB en 1998, avec un redressement en 1999 de -5.3% du PIB. Ce déficit a été principalement financé par les emprunts des entreprises et des banques slovaques et aussi par les investissements à court terme ce qui a accentué la vulnérabilité de la Slovaquie à l'effet de contagion. Notons que les deux attaques spéculatives (en 1997 après la dévaluation tchèque et en 1998 au déclenchement de la crise russe) ont supposé des coûts et des bénéfices assez similaires mais, les décideurs politiques ont jugé différemment : dans le premier cas, la défense de la couronne slovaque (par augmentation des taux d'intérêt et diminution des réserves de change) a été considérée une priorité et dans le second cas, les coûts pour protéger la monnaie nationale au fur et à mesure du temps se sont avérés plus élevés que dans la première situation et ont engendré la mise en flottement de la couronne slovaque.

Pologne Parmi les quatre pays de l'Europe de Est, la Pologne était le pays en transition le plus avancé dans le processus d'intégration à l'Union Européenne. Elle semble avoir la situation macroéconomique la plus saine par rapport aux autres PECO. En effet, elle enregistre un taux de croissance du PIB de 6.8%, 4.8% et respectivement, de 4.1% pour les années 1997, 1998 et 1999. Le niveau d'inflation, bien qu'il soit assez élevé, se situe dans la moyenne des pays étudiés (voir tableau 1) et son niveau décroît graduellement de 18% en 1996 à 6.8% en 1999. Le seul indicateur macroéconomique alarmant s'avère le déficit du compte courant qui est passé de -3.8% du PIB en 1997 à -8.5% du PIB en 1999. Les afflux de capitaux ont été encouragés par l'ouverture relative des marchés de capitaux dans le sens qu'on retrouve des contrôles de capitaux à court terme (à long terme le compte de capital étant complètement libéralisé).

En ce qui concerne la politique de taux de change, la Pologne a procédé à des changements à plusieurs reprises, au fur et à mesure d'un avènement d'une crise financière, dans le sens d'une plus grande flexibilité. Ainsi, elle a agi sur la marge de fluctuation du taux de change autour de la parité centrale et sur le rythme mensuel de glissement du taux de change procédant à cinq modifications consécutives: en février 1998, le rythme mensuel de glissement du taux de change est ramené de 1% à 0.8% et ensuite, en juillet à 0.6% et la marge de glissement est élargie de +/- 7% à +/-10%. Suite à la crise russe, la marge de fluctuation du taux de change passe de +/-10% à +/-12% et le rythme mensuel de glissement du taux de change diminue à 0.5%. En mars 1999, suite à la crise brésilienne, le rythme mensuel de glissement du taux de change est ramené de 0.5% à 0.3% et la bande de fluctuation du taux de change est élargie de nouveau de +/-12% à +/-15%. On peut retenir aussi que la procédure du taux de change fixe ne reste utilisée qu'à titre de référence. A partir du mois d'avril 2000, le zloty polonais est mis en flottement libre. Il est à remarquer que la Pologne n'a pas expérimenté des crises de change comme la République Tchèque, dans le sens où les autorités monétaires n'ont pas été forcées de défendre la monnaie nationale et, ensuite de passer au flottement. En effet, la mise en flottement de la monnaie polonaise a été exigée par les périodes de volatilité du taux de change durant la crise russe et la crise brésilienne.

Quant aux taux d'intérêts au second semestre 1998, les autorités monétaires ont jugé que la crise russe a un effet de ralentissement sur l'économie. Il a été donc réduit de 250 points de base en décembre 1998 à 150 points de base en janvier 1999. De plus, le taux de référence utilisé pour les opérations d'open market à 28 jours a été porté de 24% en avril 1998 à 13% en janvier 1999. Les taux d'intérêts sont restés inchangés jusqu'en

septembre 1999 quand ils ont recommencé à augmenter à 14% et puis, à 16.5%¹⁸. Les taux d'intérêt à court terme ainsi qu'à long terme se sont accrus en 1998, suite à la crise russe.

Hongrie Une brève crise de change s'est manifesté en 1995 suite à une série d'attaques spéculatives ayant eu lieu dans un environnement caractérisé par différents contrôles de capitaux. La dévaluation de 9% du forint hongrois a été pratiquement contemporaine avec la libéralisation de plusieurs contrôles des capitaux et avec l'adoption du régime de change à crémaillère vis-à-vis d'un panier de deux devises : du dollar et du deutschemark or écu. Après 1997, les pressions sur le taux de change se sont fait ressentir à nouveau. La crise russe a ainsi entraîné un glissement du forint dans la partie inférieure de sa fourchette de fluctuation et a provoqué un désengagement assez important de la part des détenteurs des actions et des obligations hongroises. Les investisseurs étrangers ayant couvert des pertes de leurs portefeuilles dans d'autres marchés, ont contribué à la liquidation des actifs libellés en forints, afin de reconstituer leur portefeuille. Il existe pourtant certains traits dans l'économie qui ont amplifié la baisse de confiance des investisseurs dès 1997, comme par exemple le niveau élevé du ratio dette extérieure/PIB (53 %), le déficit public important (4.8%) et le taux d'inflation bien supérieur à ses partenaires commerciaux (18.3%). La Hongrie a compté également un déficit du compte courant de -2.1% du PIB en 1997, dégradé à -4.9% en 1998 et enfin, de -4.3% du PIB en 1999. Mais, ce déficit, du particulièrement à la baisse de la demande extérieure, a été principalement financé par l'investissement direct étranger. En 1997, la Hongrie a une situation macroéconomique assez robuste par rapport aux autres pays d'Europe de l'Est : le déficit courant a été assez

¹⁸ Conséquence entre autres de quelques facteurs : la recrudescence de l'inflation, le rapide gonflement du crédit à la consommation; les déséquilibres internes qui ont creusé le déficit de la balance courante et l'accélération des prix à la consommation.

faible (-2.1% de PIB en 1997), les réserves internationales assez abondantes (quatre mois d'importations), un secteur exportateur très compétitif, un secteur bancaire sain, en grande partie exempté de créances douteuses et l'absence de bulles spéculatives sur les actifs. Ajoutons que ce pays a pratiqué des contrôles de capitaux pour les entrées et les sorties à court terme, fait qui l'a rendu moins vulnérable aux attaques spéculatives. Durant la période 1997-1998, les autorités monétaires se sont concentrées surtout sur la décreue de l'inflation (18.3% en 1997, 12% en 1998). Suite à l'effondrement du rouble russe, les sorties de capitaux se sont fortement intensifiées en août car les investisseurs étrangers ont liquidé des positions en Hongrie afin de tenter de rééquilibrer leurs portefeuilles.

Dans la section suivante nous essayons de quantifier l'impact de l'effet de contagion sur les économies des pays de la région à l'aide de différentes méthodologies.

4. 3. Méthodologie et sources de données

Pour analyser l'impact du phénomène de contagion sur la stabilité du taux de change, nous recourrons à la théorie des zones cibles, développée par Krugman (1990), Bertola et Caballero (1990b) et Svensson (1991a, 1991b), comme cadre d'analyse de la contagion. Cette approche cherche à déterminer les caractéristiques d'un régime de change optimal et les conditions de détermination des anticipations de dévaluation au sein des régimes de zones cibles. Le régime des zones cibles se trouve à mi-chemin entre les régimes extrêmes de change fixe et de flottement libre. Il se caractérise par la défense d'une bande de fluctuation autour d'une parité centrale du change et par les interventions des banques centrales. Plusieurs pays en voie de développement ont, soit appliqué (comme, par exemple, le Brésil, le Chili, la Russie, la Pologne), soit continuent à appliquer (comme, par

exemple, la Croatie et l'Ukraine) des zones cibles à leurs monnaies. Pour la plus grande partie de la période considérée les pays de l'échantillon ont appliqué des zones cibles à leurs monnaies.

Comme Rose et Svensson (1993) et Caramazza (1993), nous estimons une équation, une forme réduite - où la crédibilité de chaque monnaie, mesurée par un taux de dépréciation anticipée, est expliquée par l'écart de l'inflation avec l'Allemagne, le taux de croissance du stock des réserves de change à l'exclusion de l'or, la production industrielle relative à la production allemande et un proxy de l'appréciation du taux de change effectif réel. Afin d'étudier l'impact de l'effet de contagion sur la stabilité de change dans les PECO, nous introduisons à l'équation de base estimée par Rose et Svensson (1993) un indicateur d'effet de contagion. Il s'agit d'une variable muette (dummy) prenant la valeur 1 - s'il y a une crise financière dans un pays tiers, et zéro sinon. Cette variable indicatrice (dénommée dans l'équation : « *contagion* ») prend en compte une définition plus générale du phénomène de contagion : tout canal transmettant un choc d'un pays à un autre ou un choc commun à une région. Elle permet d'estimer si une crise déclanchée dans un pays tiers influence d'une manière significative la crédibilité des monnaies nationales des pays considérés, avec ou sans des fondamentaux sains.

Pour la période étudiée nous considérons six séries de crises: la crise tchèque de 1997, la crise asiatique de 1997, la crise russe de 1998, la crise brésilienne de 1999, la crise turque de 2000 et la crise argentine de 2001. L'utilisation de l'Allemagne comme zone de référence (cible) à la place de la zone euro s'explique par les raisons suivantes : premièrement, la manque de données mensuelles pour la Zone Euro (indice des prix, indice de production industrielle) ; deuxièmement, l'Allemagne est considérée comme la

première bénéficiaire de l'ouverture commerciale des PECO¹⁹ et, troisièmement, en raison de son poids économique important dans la Zone Euro et de son rôle d'ancre monétaire traditionnel du Système Monétaire Européen.

4. 3. 1 Spécification du modèle et résultats

Dans cette sous-section, nous présentons différentes méthodes d'estimation du taux de dépréciation anticipé. Ces méthodes ont été particulièrement utilisées par Bertola et Svensson (1993), Caramazza (1993), Lindberg, Svensson et Soderlind (1991), Svensson (1993) et Rose et Svensson (1993) pour caractériser empiriquement la crédibilité de différents arrangements des changes durant le Système Monétaire Européen (SME)²⁰.

Deux méthodes d'estimation du taux de réalignement/dépréciation anticipée sont souvent utilisées dans la littérature. Une première méthode considère que le différentiel du taux d'intérêt doit exactement compenser le taux moyen anticipé de dépréciation de la monnaie nationale. La seconde méthode suppose que le taux de réalignement/dépréciation anticipée d'une monnaie k peut se décomposer entre le taux de dépréciation intra-bande anticipé et les fluctuations du marché monétaire par rapport au taux central. Le taux de dépréciation intra-bande anticipé sera alors calculé comme la différence entre le différentiel de taux d'intérêt et les déviations du marché monétaire par rapport au taux central. Dans le premier

¹⁹ Parmi les autres pays de la zone euro, elle réalise en moyenne presque 54% des exportations des PECO entre autres grâce à sa proximité géographique.

²⁰ Le SME, entré en vigueur en mars 1979, a été créé comme une réaction à la disparition de l'étalon-or. Neuf pays membres de la Communauté européenne (qui a cédé actuellement le pas à l'UE suite à la décision officielle de changement de dénomination prise à Maastricht en avril 1991) ont adhéré formellement au SME. Le Royaume – Uni a préféré différer jusqu'en octobre 1990 sa participation au Mécanisme européen de change – système de taux de change fixes du SME.

cas, le taux de réalignement/dévaluation anticipée est obtenu, en supposant que l'hypothèse de parité non couverte de taux d'intérêt tient²¹.

En effet, soit $\theta(t, \tau) = i(t, \tau) - i^*(t, \tau)$ le différentiel de taux d'intérêt à la date t de maturité τ avec $\tau > 0$. Si on suppose que l'hypothèse de parité non couverte des taux d'intérêt est vérifiée, on aura:

$$\theta(t, \tau) = E_t[\Delta s(t + \tau)]/\tau \quad (1)$$

Où, $s(t)$ est le logarithme du taux de change nominal, τ est la maturité mesurée en périodes, dt est la longueur de la période par rapport à l'année et E_t est l'anticipation conditionnée par l'information disponible à la date t . Notons également que $\Delta s(t) = s_{t+\Delta t} - s_t$. Cela veut dire que le différentiel des taux d'intérêt doit exactement compenser le taux moyen anticipé de dépréciation de la monnaie nationale (ou encore le taux moyen anticipé de variation du taux de change) durant la période allant jusqu'à la maturité.

Par ailleurs, le taux de dépréciation anticipé d'une monnaie nationale peut être séparé en deux termes :

$$\begin{aligned} E_t(\Delta s_t)/\Delta t &= E_t(\Delta x_t)/\Delta t + E_t(\Delta c_t)/\Delta t & (2) \\ &\downarrow \qquad \qquad \downarrow \\ &= \mathbf{g}_t \quad + \quad \mathbf{h}_t \end{aligned}$$

Où x_t représente les fluctuations du taux de change s_t par rapport au taux central c_t (en logarithme). Dans l'équation (2), le terme sur lequel nous nous concentrons est $E_t(\Delta c_t)/\Delta t$,

²¹ Pour les zones cibles du taux de change, Svensson (1992b) et Bertola et Svensson (1993) suggèrent que le différentiel de taux d'intérêt est une bonne approximation du taux de dépréciation anticipé de la monnaie nationale. Sous l'hypothèse de parité non couverte des taux d'intérêt, on aura que le taux de dévaluation anticipé d'une monnaie k (qu'on pourrait noter ici Δx_{kt}) peut se décomposer entre le taux de dépréciation intra-bande anticipé ($E_t[c_{kt+1} - c_{kt}]$) et les fluctuations du marché monétaire par rapport au taux central ($E_t[e_{kt+1} - e_{kt}]$) où $e_{kt} = \ln(C_{kt}/S_{kt})$ et C_{kt} = taux central et S_{kt} = taux de change du marché monétaire.

c'est-à-dire, le taux de dépréciation intra-bande anticipé (ou le taux de dépréciation anticipé) qu'on note avec h_t . Cependant, si on aura des variations de x_t (c'est-à-dire, $E_t(\Delta x_t)/\Delta t \neq 0$), alors $E_t(\Delta s_t)/\Delta t$ ne coïncide pas avec $E_t(\Delta c_t)/\Delta t$ (le taux de dépréciation anticipé \neq le taux de dépréciation intra-bande anticipé). Par conséquent, la première méthode d'estimation suppose que $E_t(\Delta x_t)/\Delta t$ est égal à zéro. Cette méthode présente l'avantage de la simplicité. D'autre part, elle ignore différentes variations de x_t qui pourraient s'avérer importantes s'il y a de la volatilité en x_t .

La seconde méthode²² d'évaluation de la crédibilité de chaque monnaie nationale implique le fait de prendre en considération l'hypothèse où $E_t(\Delta x_t)/\Delta t \neq 0$. Dans ce cas, le taux de dépréciation intra-bande anticipé (en tant que mesure de crédibilité de chaque monnaie) est défini comme la différence entre $E_t(\Delta s_t)/\Delta t$ et $E_t(\Delta x_t)/\Delta t$ ou autrement dit comme la différence entre le différentiel de taux d'intérêt - $\theta(t, .)$ et les fluctuations du marché monétaire par rapport au taux central - $E_t(\Delta x_t)/\Delta t$. Cette deuxième méthode implique par conséquent l'estimation du terme $E_t(\Delta x_t)/\Delta t$ de l'équation (2) qu'on a noté avec g_t .

Il y a plusieurs méthodes d'estimation de $E_t(\Delta x_t)/\Delta t$ passées en revue dans les travaux de Rose et Svensson (1993) et Lindberg, Svensson et Soderlind (1991). Ces différentes méthodes d'évaluation de $E_t(\Delta x_t)/\Delta t$ indiquent des résultats presque similaires. Comme Rose et Svensson (1993), nous essayons estimer les fluctuations du marché monétaire par

²² Cette seconde méthode est appliquée seulement dans le cas de la Hongrie pour laquelle nous disposons des données sur la parité centrale du taux de change. Ajoutons que ce pays a adopté un régime de dépréciation rampante vis-à-vis d'un panier de deux devises (dollars et ecu) à partir de mars 1995. Les autres pays étudiés ont opté pour le flottement (libre ou administré) à différentes dates durant la période analysée. Nous ne disposons donc pas pour ceux-ci de la position intra-bande et de la parité centrale pour appliquer la deuxième méthode.

rapport au taux central ($E_t(\Delta x_t)/\Delta t$) avec une régression en Moindres Carrées Ordinaires dans le cas de la Hongrie pour laquelle les données ont été disponibles à partir de 1999 :

$$(x_{t+\Delta t} - x_t) / \Delta t = \sum_i \alpha_i + \beta x_t + \gamma \theta(t, \cdot) + u_{t+\Delta t} \quad (3)$$

où $u_{t+\Delta t}$ est le forecast error réalisé en $t + \Delta t$, considérée être orthogonale avec l'information disponible en t .

Les différentes constantes correspondent aux périodes de changement de régime de change (dans ce cas, l'abandon en octobre 2001 de la dévaluation mensuelle pour la Hongrie). Les résultats des estimations des taux de dépréciation intra-bande anticipé à trois et à six mois dans le cas de la Hongrie sont présentés dans le tableau 2 ci-dessous :

Variables	Hongrie	
	Horizon 3 mois	Horizon 6 mois
Taux de change forint/euro	-0.002184 (0.005940)	-0.002450 (0.006094)
Différentiel de taux d'intérêt /Allemagne	-0.594265 (0.170052)	-1.216889 (0.178837)
Constant	-1.423371 (1.983563)	-1.938020 (2.082742)
No. Observations	36	36
Standard deviation (regressand)	3.05	4.20
Durbin-Watson statistic	1.54	1.53

Les résultats obtenus indiquent des coefficients négatifs et significatifs au seuil de 1% à trois et six mois de maturité dans le cas de différentiel des taux d'intérêt ; un taux d'intérêt domestique élevé par rapport à l'Allemagne est associé à une appréciation. Les coefficients de la variable du taux de change ne sont pas significatifs (dû, peut-être, à la taille petite de l'échantillon). Par ailleurs, l'écart-type de la variable dépendante est proche comme valeur de l'erreur standard des résidus ce qui démontre un pouvoir prédictif

relativement faible du modèle. Compte tenu du fait que les données de taux de change à l'horizon de 3 mois et 6 mois sont disponibles qu'à partir de 1999 dans le cas de la Hongrie et de la spécificité des régimes de change des autres pays de l'échantillon, nous estimerons le taux de dépréciation anticipé selon la première méthode proposée précédemment où on suppose que l'hypothèse de parité non couverte de taux d'intérêt est vérifiée (avec $E_t(\Delta x_t)/\Delta t$ est égal à zéro).

Les graphiques 1 et 2 (en annexes) permettent de visualiser les résultats obtenus. Les premières conclusions que nous pourrions tirer de l'évolution des taux de dépréciation anticipés ainsi calculés, sont les suivantes:

- ◆ à partir de 1997 et suite à la succession des crises financières internationales le taux de dévaluation anticipé approximé par le différentiel des taux d'intérêt par rapport à l'Allemagne est devenu très volatil.
- ◆ suite à chaque crise financière internationale considérée, on constate une augmentation du différentiel des taux d'intérêt de degrés différents selon les pays étudiés marquant l'attitude du marché à l'effet de contagion.
- ◆ nous constatons également que, parmi les autres crises, la crise russe est celle qui a engendré le plus d'augmentation de taux de dévaluation anticipée des monnaies considérées, confirmant sa nature régionale.
- ◆ nous remarquons aussi qu'il n'y a pas de grande différence entre l'évolution du différentiel des taux d'intérêt à 3 mois et à 6 mois pour les quatre monnaies considérées.

L'étude individuelle de l'évolution des taux de dévaluation anticipés approximé par le différentiel des taux d'intérêt par rapport à l'Allemagne, nous permet d'observer que:

- l'évolution du taux de dévaluation anticipé de la couronne tchèque reflète la perte de crédibilité de la couronne suite à chaque crise financière. Notons au passage que, les opérateurs du marché des changes n'ont que partiellement anticipé la crise tchèque de mai 1997, ce qui semble montrer que cette dévaluation n'est pas due à une dégradation grave des fondamentaux. Nous observons que la crise russe n'a eu qu'un faible impact sur l'anticipation du marché concernant la dévaluation de la couronne tchèque²³, contrairement à la crise asiatique où nous constatons une perte de crédibilité de la couronne au mois d'octobre, une fois que la crise asiatique fut propagée à la Corée du Sud.
- Les taux de dévaluation anticipée du Zloty polonais ont régulièrement baissé à partir de 1998, ce qui montre que la Pologne est le pays le moins touché par l'effet de contagion de l'Europe de l'Est. Seule la dévaluation tchèque et la crise asiatique ont eu un impact significatif sur la crédibilité du Zloty.
- Quelle que soit la maturité, le taux de dévaluation anticipé de la couronne slovaque a été très volatil dès 1997 ce qui démontre la forte vulnérabilité de la monnaie slovaque à l'effet de contagion. Il a atteint son pic en 1998 suite à la crise russe. Notons aussi que la Slovaquie semble être touchée par les quatre crises considérées (moins la crise turque).

²³ Remarquons, bien que, la crise russe n'ait eu qu'un très faible impact sur les anticipations de dévaluation et sur les taux d'intérêt à terme, elle a causé des pertes importantes des réserves de change conséquence de l'effet de contagion.

- Enfin, le Forint Hongrois a été surtout touché pendant la crise russe. Bien que la dévaluation tchèque n'ait apparemment pas eu d'impact sur le taux de change contrairement aux autres pays étudiés, elle a beaucoup affaibli ses réserves de change (voir graph. 3).

Cependant, une question importante se pose : cette évolution du taux de dévaluation anticipée approximé par le différentiel des taux d'intérêt (voir graph. 1-2) pour ces pays a-t-elle été l'aboutissement de facteurs domestiques où a-t-elle a été influencée, au moins partiellement, par une certaine forme de contagion internationale?

4. 3. 2 Déterminants des anticipations de dévaluation

Dans cette section, nous nous proposons de tester s'il y a un lien étroit entre différentes variables macroéconomiques et les anticipations de dévaluations. La méthodologie que nous employons est inspirée de la littérature sur les déterminants des anticipations de dévaluation (voir, par exemple, Rose et Svensson (1993)). La sélection des variables explicatives de la crédibilité de chaque monnaie (mesurée par le taux de réalignement/dépréciation anticipé) est motivée autant par différents modèles théoriques qu'aussi par d'autres variables que les investisseurs internationaux retiennent dans leur anticipations et dans l'évaluation de la confiance accordée à la situation macroéconomique ou financière d'un pays. Cependant, le choix des variables macroéconomiques susceptibles d'affecter la crédibilité des parités considérées a été délicat puisque plusieurs variables peuvent être prises en compte. En se fondant sur les approches théoriques, sur les résultats des modèles empiriques appliqués au Système Monétaire Européen et sur les données dont nous disposons, nous avons retenu les variables macroéconomiques

suivantes comme déterminantes potentielles du taux de dévaluation anticipé pour les monnaies des pays de l'Europe de l'Est :

$(y - y^*)^{24}$: Ecart de croissance, mesuré par le taux de croissance en glissement annuel de l'indice de la production industrielle relativement à l'Allemagne;

m : Offre de monnaie (la différence entre le logarithme de l'agrégat monétaire domestique et le logarithme de l'agrégat monétaire allemand);

res : Réserves de change moins l'or en logarithme;

STCER : Appréciation du taux de change effectif réel calculé. L'utilisation d'un indicateur de surévaluation du taux de change effectif réel suppose la mesure, au préalable, d'un taux de change d'équilibre. Différents modèles de taux de change d'équilibre existent dans la littérature (Williamson (1994), Balassa (1964)). Nous avons opté pour une méthode simple de calcul de cet indicateur de distorsion de change. Il s'agit d'appliquer le taux de change effectif réel au filtre de Hodrick & Prescott (1997) et de tester les résidus pour une racine unitaire, en faisant varier le paramètre lambda. Une fois un indicateur stationnaire de surévaluation de change réel trouvé, l'opération s'arrête. Nous avons trouvé un indicateur stationnaire avec un lambda égal à 1800 pour des données mensuelles. Le résidu après filtrage du taux de change effectif réel est négatif en cas de surévaluation.²⁵

²⁴ $(y - y^*) = \log(IPI_i/IPI_i(-12)) - \log(IPI_j/IPI_j(-12))$ avec IPI_i = l'indice de la production industrielle du pays i à prix constant (=2000).

²⁵ Cartapanis A, Dropsy V & Mametz S (1998) ont construit un indicateur de distorsions de change réel en utilisant cette méthode, dans leur étude sur les déterminants de crises de balance des paiements et ils ont comparé ensuite, la significativité de cette variable avec un autre indicateur calculé avec une simple PPA.

$(p - p^*)$: Ecart d'inflation en glissement annuel relativement à l'Allemagne, calculé à l'aide de l'indice de prix à la consommation;

X/M : Taux de couverture du commerce extérieur en logarithme;

Contagion : variable dummy qui prend la valeur 1 s'il y'a une crise ailleurs et 0 sinon.

Les deux premières variables, susceptibles de refléter la production et la masse monétaire du pays considéré par rapport à l'Allemagne, peuvent être suggérées par un modèle traditionnel de détermination du taux de change à prix flexibles sur lequel se fonde toute la théorie des zones cibles. En effet, les modèles monétaires traditionnels de détermination du taux de change avec prix flexibles impliquent le fait que les « fondamentaux » déterminant le taux de change, sont des combinaisons linéaires des agrégats de monnaie et de production. C'est pourquoi, parmi les variables explicatives du modèle proposé on inclut la production industrielle et l'agrégat monétaire. Les modèles monétaires de détermination du taux de change avec rigidité des prix nous suggèrent de prendre en considération l'écart d'inflation par rapport à l'Allemagne (Flood et Rose (1992)). Par ailleurs, les divers modèles de crises de balance des paiements (Eichengreen et Wyplosz (1993)) suggèrent à leur tour, de retenir comme déterminants potentiels de la crédibilité : le stock de réserves de change, le taux de couverture du commerce extérieur, l'appréciation du taux de change réel, le déficit public et le taux de change réel comme un indicateur important de compétitivité. Notons que la périodicité mensuelle retenue nous contraint de ne pas utiliser d'autres variables explicatives de la crédibilité du taux de change. Ainsi nous ne disposons pas de variables reflétant l'évolution des finances publiques, surtout que le poids de la dette publique en Russie a contribué à la crise de 1998 et à l'amplification de l'effet de contagion.

Conformément aux approches des modèles théoriques de crises de balance de paiements et des modèles monétaires de détermination du taux de change, une hausse de la croissance de la masse monétaire par rapport à l'Allemagne, ou une hausse du niveau général des prix par rapport à l'Allemagne ou une appréciation du taux de change réel²⁶ et un déclenchement d'une crise ailleurs dans un pays émergent (effet de contagion) entraînent une dépréciation de la monnaie qui contribue à réduire la crédibilité de la parité considérée. Ainsi, les signes attendus de l'écart d'inflation, de la masse monétaire et de l'indicatrice de l'effet de contagion sont positifs. En revanche, une augmentation de la production industrielle relative par rapport à l'Allemagne, une hausse des réserves de change, une augmentation du taux de couverture entraînent une appréciation de la monnaie domestique, ce qui se traduit par une baisse des anticipations de dévaluation de la monnaie. Par conséquent, les signes attendus des variables : réserves de change, taux de couverture ou taux de change sont négatifs. Il y a aussi de fortes raisons à penser que l'anticipation de dévaluation à la période t dépend de l'anticipation de dévaluation à l'instant $t-1$. Pour cette raison nous ajoutons des valeurs retardées de la variable dépendante parmi les variables explicatives. Ceci va nous permettre de tester le pouvoir explicatif du passé de la variable dépendante dans la détermination de la crédibilité de la parité considérée et de vérifier si les opérateurs du marché des changes prennent en considération le passé de l'anticipation de dévaluation lors de la formation de leur anticipation courante. Finalement, l'inclusion du passé de la variable dépendante dans l'ensemble des variables explicatives revient à estimer l'équation suivante :

²⁶ Un pays est d'autant plus vulnérable à une perte de sa crédibilité que sa monnaie est surévaluée.

$$\theta(\tau, t) = \alpha_0 + \beta_i \sum_{i=1}^n \theta(\tau, t - i) + \alpha_1(y - y^*)_t + \alpha_2(p - p^*)_t + \alpha_3res_t + \alpha_4(X/M)_t + \alpha_5STCER_t + \alpha_6 contagion + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Avec : - $\theta(\tau, t)$ est le différentiel du taux d'intérêt en t vis-à-vis du deutschemark, à la maturité τ .

- α coefficients à estimer.

- ε est le terme d'erreurs.

$$\theta(\tau, t) = f[\theta(\tau, t)_{t-1}, (y - y^*)_t, (p - p^*)_t, res_t, (X/M)_t, STCER_t, contagion]$$

+ - + - - - +

Notons qu'il est possible également de tester les anticipations de dévaluation à l'aide de différents modèles empiriques retrouvés dans les travaux dans la matière que nous présentons dans la section qui suit.

4. 3. 3 Modèles empiriques d'estimation des anticipations du taux de change

La compréhension de la dynamique du taux de change passe par la formation des anticipations, et en particulier de leur nature potentiellement déstabilisante. L'étude de cet aspect a depuis longtemps constitué une provocation pour les théoriciens qui soulignent l'importance des fondamentaux économiques dans l'explication des fluctuations du taux de change. L'hypothèse d'anticipations rationnelles est principalement usitée dans les modèles théoriques traditionnels de dynamique du taux de change²⁷ (comme l'approche

²⁷ Voir Dornbush (1976). Mathieson (1977) et Bilson (1979) ont apporté divers innovations à ce modèle de base. Ajoutons qu'un aspect important de cette problématique le constitue « the noise trader paradigm » introduit par De Long et al. (1990) qui souligne l'interaction entre « rational traders » et « irrational or noise traders ». Cette approche a été d'ailleurs appliqué dans la littérature sur le taux de change par Frankel et Froot (1986) qui modélisent du point de vue théorique, l'interaction entre les agents chartistes et fundamentalistes.

monétaire du taux de change). Au plan empirique, la modélisation des propriétés dynamiques du taux de change (en particulier la volatilité excessive de celui-ci) continue de représenter une sorte de *puzzle* pour les prévisionnistes, ainsi que le souligne Frankel et Rose (1995) : « This issue continues to exert a pessimistic effect on the field of empirical exchange rate modelling in particular and international finance in general ». Cependant, des recherches empiriques récentes ont tenté d'étudier cette problématique (voir, par exemple, Bénassy-Queré, Larribeau et McDonald, 1999).

Les travaux empiriques dans la matière mettent en avant plusieurs modèles sur les propriétés dynamiques du taux de change : le modèle extrapolatif, le modèle régressif, le modèle adaptatif et le modèle mixte. Dans la suite, nous passerons brièvement en revue la forme générale de ces quatre modèles ayant pour but la détermination de la nature des anticipations de dévaluation et du degré de hétérogénéité de celles-ci.

Le modèle extrapolatif de base a la forme suivante :

$$S_{i,t,h}^a - S_t = b(S_t - S_{t-1}), \quad b > 0 \quad (5)$$

où $S_{i,t,h}^a$ est le logarithme du taux de change anticipé du pays i , du temps t au temps $t+h$ (dans ce chapitre, $h=3$ or 6 mois). S_t est le logarithme du taux de change nominal observé en t . Ce modèle suppose que l'anticipation de dévaluation à la période t dépend de l'anticipation de dévaluation à l'instant $t-1$ (vision chartiste) ; c'est-à-dire, l'évolution actuelle de la variable dépend de son évolution passée. Le modèle extrapolatif peut ensuite être développé (Bénassy-Queré, Larribeau et McDonald, 1999) en ajoutant une variable de « tendance » (notée t) afin de capter les fluctuations systématiques du taux de change qui ne peuvent pas être explicitées avec le modèle de base et une variable *dummy* afin de tenir

compte de différentes crises de changes durant l'échantillon de temps étudié. La forme générale du modèle empirique à effets fixes, qu'ils proposent, s'écrit de la sorte :

$$S_{i,t,h}^a - S_t = a_{i,h} + b_{i,h}^1(S_t - S_{t-1}) + b_{i,h}^2(S_{t-1} - S_{t-2}) + c_{i,h}^1 t + c_{i,h}^2 Crise_t + u_{i,t,h} \quad (6)$$

Où $Crise_t$ est une variable *dummy* qui prend la valeur 1 s'il y a une crise dans un pays étudié (le cas de la dévaluation tchèque) et zéro sinon. Le terme $a_{i,h}$ est une constante qui varie en fonction de pays examiné. La manque des données sur le taux de change anticipé à l'horizon de 3 et 6 mois nous contraint d'estimer ce modèle.

Le modèle régressif est d'habitude défini de la sorte :

$$S_{i,t,h}^a - S_t = d (\hat{S}_t - S_t), \quad 0 < d < 1 \quad (7)$$

où $S_{i,t,h}^a$ est le logarithme du taux de change anticipé du pays i , du temps t au temps $t+h$. S_t est le logarithme du taux de change nominal observé en t et \hat{S}_t est une mesure du taux de change d'équilibre. Dans ce modèle, le taux de change est considéré qu'il revient à son niveau d'équilibre qui peut lui-même bouger en temps²⁸.

Le modèle adaptatif est défini comme suit :

$$S_{i,t,h}^a - S_{i,t-h,h}^a = (1 + f) (S_t - S_{i,t-h,h}^a), \quad 0 < (1 + f) < 1 \quad (8)$$

Dans ce modèle les prévisionnistes essayent de découvrir le « vrai » niveau du taux de change en fondant leur évaluation sur les anticipations antérieures.

Le modèle mixte est une combinaison de ces trois modèles présentés précédemment (voir, par exemple, Prat et Uctum (1996)). Sa forme générale est :

$$S_{i,t,h}^a - S_t = b(S_t - S_{t-1}) + d (\hat{S}_t - S_t) + (1 + f) (S_t - S_{i,t-h,h}^a) \quad (9)$$

²⁸ Si l'équilibre est une moyenne mobile du taux de change actuel, le modèle régressif pourrait être classifié comme un modèle chartist. Alternativement, l'équilibre peut être relié aux fondamentaux, comme les prix relatifs.

Dans le cas des quatre PECO considérés dans ce chapitre, une telle étude empirique s'avérerait très intéressante. Mais, la manque de données sur le taux de change anticipé à l'horizon de trois et six mois, rend difficile de réaliser une telle analyse. C'est pourquoi, dans la section précédente, nous avons proposé de tester le cas où l'anticipation de dévaluation à la période t dépend de l'anticipation de dévaluation à l'instant $t-1$, à l'aide du différentiel de taux d'intérêt vis-à-vis du deutschemark (à la maturité τ) tout en supposant que l'hypothèse de parité non couverte de taux d'intérêt est vérifiée.

4. 3. 4 La composition de l'échantillon

L'échantillon sélectionné inclut les pays de l'Europe de l'Est pour lesquels les bases des données utilisées fournissent des données sans grande omission sur la période considérée 1993-2001. Le choix de cette période nous a été imposé par la disponibilité des données, surtout les données des taux d'intérêt à terme. Pour certains pays de l'échantillon (la République Tchèque et la Slovaquie) l'année 1993 représente une année de référence dans le sens où, suite à la scission de l'ex-Tchécoslovaquie, ils ont formé deux nouveaux Etats indépendants. Les pays considérés dans cette étude sont: la Hongrie, la Pologne, la République Tchèque et la Slovaquie.

4. 3. 4. 1 Les sources de données

Une caractéristique de cette analyse empirique est l'utilisation de la fréquence mensuelle, étant la fréquence la plus haute à partir de laquelle les données sur les variables macroéconomiques peuvent être disponibles. Pour la présentation des canaux de transmission de l'effet de contagion et pour l'étude de la situation macroéconomique des

quatre pays considérés (section 1 et section 2) nous utilisons des données annuelles (sur les flux de commerce, le PIB, l'inflation, le déficit etc.).

1) Les données de taux d'intérêt interbancaire à terme (à 3 mois et à 6 mois de maturité) sont issues de la base de données DATASTREAM. Les données mensuelles sur les flux d'exportations (FOB) et d'importations (CIF) des PECO avec l'Allemagne afin de calculer le taux de couverture du commerce extérieur, proviennent de la même base de données et elles sont exprimées en euros.

2) Les données de l'indice de production industrielle, de l'indice des prix à la consommation, de la masse monétaire et du taux de change nominal mensuel et trimestriel par rapport au dollar en moyenne de période, proviennent de la base de données de FMI. Le taux de change est exprimé à l'incertain, ce qui implique qu'une augmentation de celui-ci se traduira par une dépréciation. Ajoutons que le taux de change nominal, par rapport à l'euro, a été calculé en utilisant le taux de conversion dollar/Euro et que, l'agrégat monétaire (M2) hongrois provient des statistiques fournies par la Banque Centrale de la Hongrie.

3) Les données sur les flux annuels de commerce (exportations et importations) proviennent de la base de données CHELEM; ces données couvrent la période 1996-2000. Les données prennent en compte les exportations et les importations des pays de l'Europe de l'Est avec l'UE et les Etats-Unis.

4) Les données sur le PIB exprimé en dollars courants et constants, sur l'inflation, le déficit public, le déficit du compte courant et le taux de croissance du PIB proviennent de la base de données de la Banque Mondiale (World Development Indicators, 1999).

Les données sont corrigées des variations saisonnières avant d'être transformées en log, en retenant la méthode multiplicative de X11 pour les indices et la méthode additive de X11 pour les variables en niveau.

4. 4 Résultats des estimations économétriques

Afin d'estimer l'équation (4) présentée dans la section 3.2, nous appliquons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et corrigeons le problème d'hétéroscédasticité par la méthode de White. Les tableaux 3a, 3b, 4a et 4b reportent les coefficients obtenus lorsqu'on estime cette équation. Il est à noter qu'au-delà de t-2, la valeur retardée de la variable dépendante n'est plus significative. Quelle que soit la parité et la maturité considérée (3 mois ou 6 mois), le coefficient de la variable dépendante à la période précédente est très significatif (hormis pour la Hongrie, à l'horizon de 6 mois). Son signe positif traduit le fait qu'une augmentation de l'anticipation à la date t - 1 contribue à augmenter l'anticipation de dévaluation à la période t.

Pour chacun de quatre pays et chaque variable, nous appliquons les tests de racines unitaires, en l'occurrence le test de Dickey-Fuller Augmenté (1994). Les résultats de ces tests qui ont permis de conclure quant à la stationnarité des variables, sont reportés dans le tableau 9 (en annexes). Les tests d'autocorrélation des résidus (les statistiques de Durbin Watson) ont montré qu'il ne demeure généralement pas de problème d'autocorrélation

positive des erreurs. Cependant, la statistique de Durbin Watson s'écarte en peu de la valeur généralement admise, dans les cas de la Pologne et de la Slovaquie. Ce fait peut être dû à l'absence de certains déterminants de la crédibilité des monnaies de PECO (les données sur le taux de couverture du commerce extérieur dans le cas de la Slovaquie, par exemple) ou à la longueur petite de l'intervalle considéré. La normalité des résidus des équations estimées a été observée en utilisant le test de Jarque-Bera. Nous acceptons l'hypothèse de normalité au seuil de 5% pour tous les résidus des équations estimées.

Afin de tester la stabilité de l'ensemble des coefficients estimés, nous avons utilisé le test de Chow²⁹. Ce dernier montre que la stabilité de l'ensemble des coefficients est vérifiée hormis pour la Slovaquie, pour le différentiel de taux d'intérêt à 3 mois. Cette instabilité pourrait être expliquée par la petite longueur de la période étudiée. Globalement, quelle que soit la maturité considérée, le pouvoir explicatif du modèle est très élevé (R^2 est généralement supérieur à 90%). Dans le cas de la Slovaquie, le pouvoir explicatif du modèle apparaît inférieur à 75% dû au manque de données du taux de couverture du commerce extérieur, de déficit publique etc..

Les tableaux 3a, 3b, 4a et 4b mettent en avant d'autres résultats intéressants³⁰. Nous présenterons dans la suite les résultats des estimations qui contiennent toutes les variables

²⁹ Pour les cinq pays considérés, le test de Chow a été calculé en prenant comme date de rupture le mois de Janvier 1998 (période d'après la dévaluation tchèque et la crise asiatique). L'hypothèse de stabilité est rejetée au seuil de 5% lorsque la valeur calculée de F est supérieure à sa valeur théorique (lue sur la table de la loi Fisher).

³⁰ Les tableaux 1 et 2 présentent les estimations où l'écart d'inflation et celui de croissance par rapport à l'Allemagne, contiennent les variables de l'indice de prix à la consommation et de l'indice de la production industrielle à prix constants 2000. Dans les annexes (tableaux 10a et 10b) nous présentons aussi les estimations qui intègrent dans le différentiel de l'inflation et le différentiel des taux de croissance de la production industrielle par rapport à l'Allemagne, les variables de prix à la consommation et, respectivement de production industrielle à prix constants 1995. Ajoutons que, nous

explicatives (les tableaux 3a et 3b). Les tableaux 4a et 4b exposent les résultats des estimations qui n'incluent pas la masse monétaire disponible sur la période 1994-1999. Le coefficient de la variable *dummy* « contagion » est significativement différent de zéro, sauf pour la Pologne pour le différentiel des taux d'intérêt à l'horizon de 3 mois et 6 mois (avec ou sans constante). Ces résultats démontrent l'importance de l'effet de contagion dans ces pays et certifie la vulnérabilité faible de l'économie polonaise à l'effet de contagion. Il faut donc, chercher dans les caractéristiques de l'économie polonaise une réponse à ce constat. Pour le taux de dévaluation anticipé à trois mois du Zloty polonais, seuls les coefficients du taux de croissance de réserves de change et de la masse monétaire apparaissent significatifs. A l'horizon de six mois, les coefficients sont significatifs au seuil de 1% dans le cas des réserves de change moins l'or, des anticipations de dévaluation, de la sur-appréciation du taux de change et du différentiel d'inflation par rapport à l'Allemagne. Outre la variable contagion, le différentiel d'inflation par rapport à l'Allemagne, la sur-appréciation du taux de change, le taux de croissance des réserves et le taux de couverture du commerce extérieur semblent influencer la crédibilité du forint hongrois à 3 mois de maturité. A 6 mois de maturité, à part la variable contagion, le différentiel de l'inflation par rapport à l'Allemagne, la sur-appréciation du taux de change, la masse monétaire et le taux de couverture du commerce extérieur affecte la crédibilité de la monnaie hongroise.

Pour la République Tchèque, à part la sur-appréciation du taux de change et la masse monétaire par rapport à l'Allemagne, toutes les autres variables explicatives du modèle semblent affecter la crédibilité de la couronne tchèque à l'horizon de trois et six mois de maturité. Il est à remarquer, toutefois, que la constante apparaît significative au

avons également estimé les modèles sans prendre en compte la constante, là où son coefficient apparaît non significatif ou des modèles plus restreints afin de regarder le poids de chaque variable dans les anticipations de dévaluation. Ces résultats ne sont pas exposés dans ce chapitre.

seuil de 5% dû, peut-être, à la manque des données sur d'autres déterminants des anticipations de dévaluation (par exemple, le déficit public).

Enfin, seulement l'indicateur de contagion et l'écart d'inflation par rapport à l'Allemagne semblent affecter la crédibilité de la couronne slovaque à trois mois de maturité. A l'horizon de six mois, outre ces variables, la masse monétaire est significative au seuil de 10%. Notons également que la constante apparaît non significative dans les deux cas. Le fait que telle variable explicative joue dans un pays plutôt qu'un autre, peut être expliqué par le fait que, le poids accordé par les opérateurs du marché des changes à telle variable plutôt qu'à une autre dépend des orientations et des objectifs de la politique économique des pays considérés (stabilité des prix, stabilité des changes, maîtrise du déficit extérieur etc.).

Tableau 3a : Estimations des déterminants macro-économiques de la crédibilité des monnaies des PECO (1993-2001). Variable dépendante : Différentiel de taux d'intérêt (horizon 3 mois).

Variabiles explicatives	Hongrie	Pologne	R. Tchèque	Slovaquie
<i>Constante</i>	9.80 (7.44)	-6.89 (6.27)	-20.50** (10.46)	-29.10 (22.96)
$\theta(\tau, t)_{t-1}$	0.55* (0.12)	0.91* (0.04)	0.60* (0.09)	0.61* (0.10)
$(y - y^*)$	-0.72 (2.26)	-1.16 (1.01)	0.07*** (0.04)	0.06 (0.10)
$(p - p^*)$	0.34* (0.13)	-0.06 (0.04)	0.23** (0.10)	-0.41*** (0.22)
<i>res</i>	-1.67* (0.71)	-0.98*** (0.54)	-1.83* (0.73)	-1.68 (1.16)
<i>M2</i>	1.88 (1.72)	3.45* (1.51)	0.13 (2.31)	9.88 (8.35)
(X/M)	-2.58*** (1.40)	0.81 (1.10)	4.70** (2.36)	-
<i>STCER</i>	-0.20** (0.10)	-0.03 (0.07)	-0.05 (0.09)	0.10 (0.16)
<i>contagion</i>	0.38*** (0.23)	0.18 (0.35)	1.15** (0.55)	2.44*** (1.26)
N	52	72	71	67
DW	1.98	2.11	1.93	1.58
R ²	0.98	0.97	0.85	0.77
\bar{R}^2	0.97	0.96	0.83	0.75
Test de Chow				
F- Statistique	1.61	1.73	1.44	1.24
Conclusion	Stable	Stable	Stable	Stable

* signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** au seuil de 5% et *** au seuil de 10%.

Les écart-types (corrégés de biais d'hétéroscédasticité) sont entre parenthèses.

(-) signifie absence de données.

Tableau 3b : Estimations des déterminants macro-économiques de la crédibilité des monnaies des PECO (1993-2001). Variable dépendante : Différentiel de taux d'intérêt (horizon 6 mois).

Variables explicatives	Hongrie	Pologne	R. Tchèqu	Slovaquie
<i>Constante</i>	20.75* (9.04)	4.27 (3.79)	-14.62** (7.56)	-39.25 (25.50)
$\theta(\tau, t)_{t-1}$	0.13 (0.14)	0.95* (0.03)	0.71* (0.08)	0.65* (0.09)
$(y - y^*)$	0.03 (0.02)	0.09 (0.10)	0.05*** (0.03)	0.06 (0.10)
$(p - p^*)$	0.63* (0.15)	0.12* (0.03)	0.18* (0.08)	-0.43* (0.21)
<i>res</i>	-1.08 (0.85)	-1.67* (0.50)	-1.20* (0.55)	-0.68 (1.26)
<i>STCER</i>	-0.44* (0.14)	-0.07* (0.03)	-0.07 (0.06)	0.06 (0.12)
<i>M2</i>	4.48** (2.28)	2.49 (1.97)	-0.16 (1.70)	14.17*** (8.53)
(X/M)	-6.27* (1.80)	-0.94 (0.80)	3.30*** (1.70)	-
<i>contagion</i>	0.60*** (0.35)	0.13 (0.24)	0.77*** (0.40)	0.64 (1.20)
N	52	78	71	65
DW	2.05	2.10	1.92	1.72
R ²	0.97	0.97	0.91	0.73
-				
R ²	0.96	0.97	0.90	0.70
Test de Chow				
F- Statistique	2.83	1.49	1.18	2.30
Conclusion	Stable	Stable	Stable	Stable

* signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** au seuil de 5% et *** au seuil de 10%.

Les écart-types (corrégés de biais d'hétéroscédasticité) sont entre parenthèses.

(-) signifie absence de données.

Tableau 4a : Estimations des déterminants macro-économiques de la crédibilité des monnaies des PECO sans prendre en considération la masse monétaire (1993-2001).

Variable dépendante : Différentiel de taux d'intérêt (horizon 3 mois).

Variables explicatives	Hongrie	Pologne	R. Tchèqu	Slovaquie
<i>Constante</i>	2.57 (4.50)	-2.88 (3.23)	-21.67* (8.50)	3.22* (1.29)
$\theta(\tau, t)_{t-1}$	0.88* (0.04)	0.94* (0.04)	0.75* (0.06)	0.80* (0.07)
$(y - y^*)$	-0.02 (0.02)	-0.05 (0.08)	0.07*** (0.04)	-0.03 (0.07)
$(p - p^*)$	0.12** (0.06)	-0.07* (0.03)	0.25* (0.09)	-0.24** (0.12)
<i>res</i>	-1.22* (0.49)	-1.38* (0.43)	-0.88** (0.44)	-0.49 (0.77)
(X/M)	-0.54 (1.01)	0.65 (0.66)	4.66* (1.85)	-
<i>STCER</i>	-0.01 (0.05)	-0.07*** (0.04)	-0.11 (0.07)	0.05 (0.13)
<i>contagion</i>	0.20 (0.22)	0.01 (0.25)	0.88** (0.44)	2.39* (0.93)
N	75	98	96	90
DW	2.21	2.13	2.00	1.61
R ²	0.99	0.97	0.90	0.80
\bar{R}^2	0.98	0.97	0.89	0.79
Test de Chow				
F- Statistique	1.14	2.46	2.52	1.04
Conclusion	Stable	Stable	Stable	Stable

* signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** au seuil de 5% et *** au seuil de 10%.

Les écart-types (corrégés de biais d'hétéroscédasticité) sont entre parenthèses.

(-) signifie absence de données.

Tableau 4b : Estimations des déterminants macro-économiques de la crédibilité des monnaies des PECO sans prendre en considération la masse monétaire (1993-2001).

Variable dépendante : Différentiel de taux d'intérêt (horizon 6 mois).

Variables explicatives	Hongrie	Pologne	R. Tchèque	Slovaquie
<i>Constante</i>	7.05 (6.32)	2.28 (4.01)	-15.62* (6.08)	7.75 (8.50)
$\theta(\tau, t)_{t-1}$	0.78* (0.06)	0.94* (0.03)	0.81* (0.05)	0.81* (0.06)
$(y - y^*)$	-0.03 (0.02)	0.03 (1.10)	-0.02 (0.02)	-0.07 (0.07)
$(p - p^*)$	0.24* (0.08)	0.12* (0.03)	0.18* (0.08)	-0.20*** (0.12)
<i>res</i>	-1.14*** (0.68)	-1.87* (0.48)	-0.58*** (0.32)	-0.46 (0.87)
<i>STCER</i>	-0.02 (0.07)	-0.07*** (0.04)	-0.11* (0.04)	-0.04 (0.08)
(X/M)	-1.54 (1.42)	-0.52 (0.85)	3.35* (1.32)	-
<i>contagion</i>	0.46 (0.30)	0.16 (0.23)	0.54*** (0.31)	0.72 (0.89)
N	75	78	96	88
DW	2.46	2.10	1.99	1.75
R ²	0.98	0.97	0.94	0.79
\bar{R}^2	0.97	0.97	0.94	0.78
Test de Chow				
F- Statistique	5.80	2.46	1.59	2.94
Conclusion	Stable	Stable	Stable	Stable

* signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** au seuil de 5% et *** au seuil de 10%.

Les écart-types (corrégés de biais d'hétéroscédasticité) sont entre parenthèses.

(-) signifie absence de données.

4.5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous tentons de quantifier l'impact de l'effet de contagion sur la crédibilité des monnaies nationales de quatre pays de l'Europe de l'Est. Nous construisons un modèle s'inspirant des travaux de Rose et Svensson (1993), et précisons la manière dans laquelle nous explicitons la crédibilité de chaque monnaie considérée. Plus précisément, nous estimons une équation où la crédibilité des monnaies, mesurée par un taux de dépréciation anticipée, est expliquée par différents fondamentaux macroéconomiques auxquels nous ajoutons la variable dummy « contagion ». Cette dernière prend en compte une définition générale du phénomène de contagion : tout canal transmettant un choc d'un pays à un autre ou un choc commun à une région.

Plusieurs résultats intéressants se dégagent lors de cette étude. Tout d'abord, nous observons que les anticipations de dévaluation sont faiblement liés aux déterminants macroéconomiques et dépendent de la monnaie considérée. Parmi les variables économiques proposées, seul le différentiel de l'inflation par rapport à l'Allemagne apparaît systématiquement significatif généralement au seuil de 1%. Ce résultat s'inscrit dans la lignée des résultats obtenus par Rose et Svensson (1993) pour quelques pays européens (le Danemark, la Belgique, la France, les Pays Bas, l'Italie et l'Irlande) sur la période 1979-1992. Le taux de croissance des réserves de change est significatif pour la Hongrie (seulement à trois mois de maturité), la Pologne et la République Tchèque (à l'horizon de 3 mois et de 6 mois). Le poids des autres fondamentaux considérés (en l'occurrence, le taux de couverture du commerce extérieur, la sur-appréciation du taux de change réel, la masse monétaire et l'écart de croissance de la production industrielle par rapport à l'Allemagne) dépendent de la monnaie considérée et du contexte économique de

chaque pays de l'étude. Le fait que la variable « contagion » apparaît généralement significative dans trois des PECO (hormis la Pologne), semble justifier l'hypothèse selon laquelle un soudain retournement des marchés dû à l'effet de contagion conduirait à l'augmentation de la volatilité des anticipations de dévaluation de ces pays. Notons toutefois, qu'il est toujours difficile de déterminer précisément si l'évolution du taux de dépréciation anticipée (approximé ici par le différentiel des taux d'intérêt par rapport à l'Allemagne) reste seulement le résultat de l'aboutissement d'une certaine forme de contagion internationale. Le fait que telle variable explicative joue dans un pays plutôt qu'un autre, peut être expliqué par le fait que le poids accordé par les opérateurs du marché des changes à telle variable plutôt qu'à une autre dépend des orientations et des objectifs de la politique économique des pays considérés (stabilité des prix, stabilité des changes, maîtrise du déficit extérieur ou intérieur, etc.). D'autre part, le fait que la crise russe a eu relativement plus d'impact sur ces économies par rapport aux autres crises considérées dans cette étude semble confirmer sa nature régionale.

Une leçon importante de dernières crises est que, les déséquilibres macroéconomiques, aussi petits soient-ils, peuvent générer des difficultés économiques importants s'ils sont combinés avec une turbulence régionale. La globalisation financière non - maîtrisée tend à augmenter le risque de contamination régionale et les crises sont, de plus en plus, le résultat d'un simple changement de croyances des investisseurs internationaux.

ANNEXES DU CHAPITRE 4

Annexes chapitre 4 :

Ci-après, la succession des crises financières entre 1997 – 2000 :

- mai 1997, dévaluation tchèque ;
- 2 juillet 1997, début de la crise asiatique avec la dévaluation du baht thaïlandais, suivi par la Malaisie, l'Indonésie et la Corée du Sud ;
- début août 1998, dévaluation russe ;
- fin août 1998, crise russe ;
- janvier 1999, crise brésilienne ;
- 17 décembre 2001, crise argentine.

Tableau 1. Situation macroéconomique de cinq pays de l'Europe de l'Est entre 1996 – 1999.

	Compte courant (%)				Inflation (%)			
	96	97	98	99	96	97	98	99
Hongrie	-3.7	- 2.1	-4.9	-4.3	21	18	12.6	8.4
Pologne	-2.5	-3.8	-4.3	-8.5	18	14	11	6.8
Russie	2.3	0.2	0.2	10.6	44	14	16	65
Slovaquie	-10.6	-9.6	-10	-5.3	5	7	5	7
Rép. Tchèque	-7.4	-6.2	-2.4	-1.9	8.6	7.2	10	2.3
	Déficit public (%)				Taux de croissance (%)			
	96	97	98	99	96	97	98	99
Hongrie	0.1	-2.5	-6.1	-3.6	1.3	4.5	4.8	4.5
Pologne	-2.0	-1.3	-1.0	-0.9	6.0	6.8	4.8	4.1
Russie	-	-	-5.2	-0.5	-3.4	0.9	-4.9	5.4
Slovaquie	-1.4	-4.1	-4.2	-3.3	6.2	6.2	4.1	1.9
Rép. Tchèque	0.0	-1.0	-1.6	-1.6	4.8	-1.0	-2.2	-0.2

(-) signifie absence de données.

Tableau 5. Régimes de change des pays d'étude

Pays	Taux de change	Intervention officielle	Contrôle de capitaux	L'objectif monétaire
Hongrie	"crawling peg" par rapport à l'euro avec une marge de fluctuation de +/- 2.25%.	Intervention officielle aux limites des marges pour empêcher la sortie du taux de change hors bande	Libéraliser à LT Contrôle à CT	Atteindre une inflation basse par rapport à la Zone Euro de 2-3%
Pologne	Flottement relatif libre	Intervention occasionnelle pour les fluctuations régulières du taux de change	Libéraliser à LT Faible contrôle à CT depuis le 1 juillet 2000.	Ciblage de l'inflation (6.7-7.8% - 1999 5.4 - 6.8 - 2000 et 4% - 2003)
Russie	Flottement contrôlé	Intervention officielle aux limites des marges pour empêcher la sortie du taux de change hors bande	Libéraliser à LT Contrôle à CT à partir de 98-99	La réduction des taux d'intérêt et limiter la volatilité du taux de change
Rép. Tchèque	Flottement relatif libre	Intervention occasionnelle pour les fluctuations régulières du taux de change	Complètement libéralisé	Maintenir la stabilité financière et la soutenabilité de la croissance
Slovaquie	Flottement relatif libre	Intervention occasionnelle pour les fluctuations régulières du taux de change	Libéraliser à LT Il existe un faible contrôle à CT (1996)	La stabilité des prix et maintenir l'inflation de 2.7% -2000

Corrélation des taux de change par rapport au dollar³¹

Tableau 6 : Corrélation entre les taux de change exprimé en \$. Période 1997: 01- 2001 : 12

	BRA	BUL	CZE	EST	HUN	LET	POL	ROM	RUS	SLK	SLV	TUR
BRA	1,00	0,60	0,76	0,82	0,89	0,39	0,85	0,96	0,91	0,94	0,88	0,95
BUL		1,00	0,73	0,72	0,71	0,34	0,67	0,70	0,53	0,68	0,72	0,66
CZE			1,00	0,93	0,89	0,57	0,89	0,84	0,67	0,88	0,90	0,79
EST				1,00	0,92	0,61	0,83	0,91	0,70	0,93	0,99	0,88
HUN					1,00	0,47	0,93	0,96	0,88	0,97	0,95	0,94
LET						1,00	0,48	0,48	0,33	0,49	0,58	0,40
POL							1,00	0,89	0,86	0,91	0,85	0,84
ROM								1,00	0,91	0,98	0,95	0,97
RUS									1,00	0,90	0,77	0,87
SLK										1,00	0,96	0,94
SLV											1,00	0,94
TUR												1,00

Tableau 7 : Corrélation entre les taux de change exprimé en \$. Période 1993: 01- 1996 : 12.

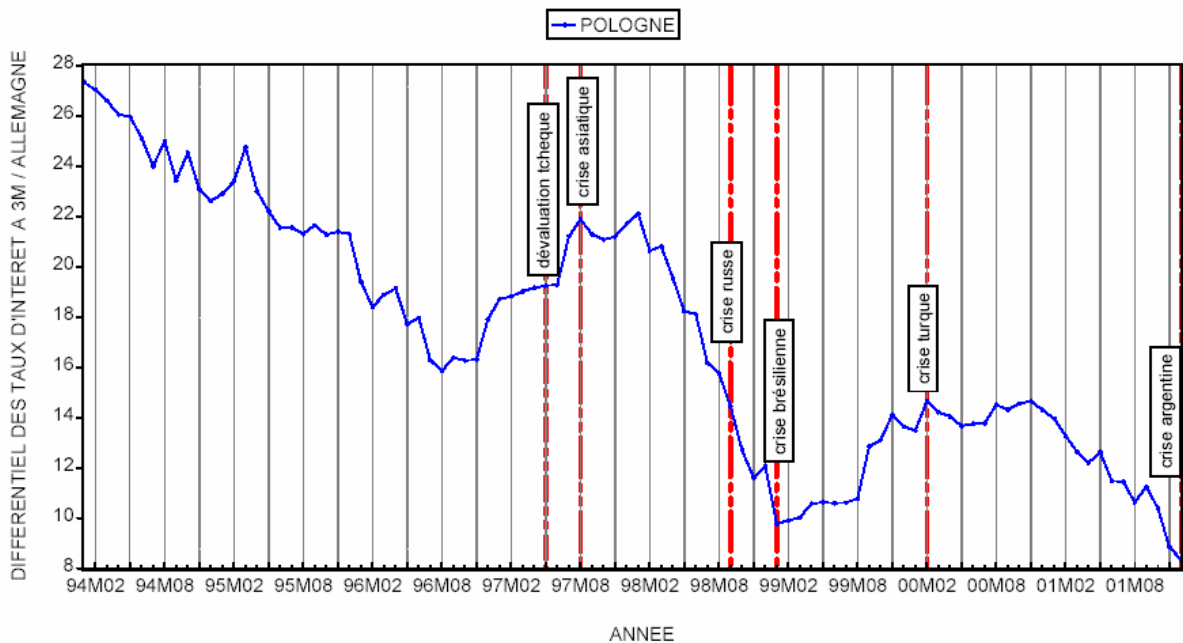
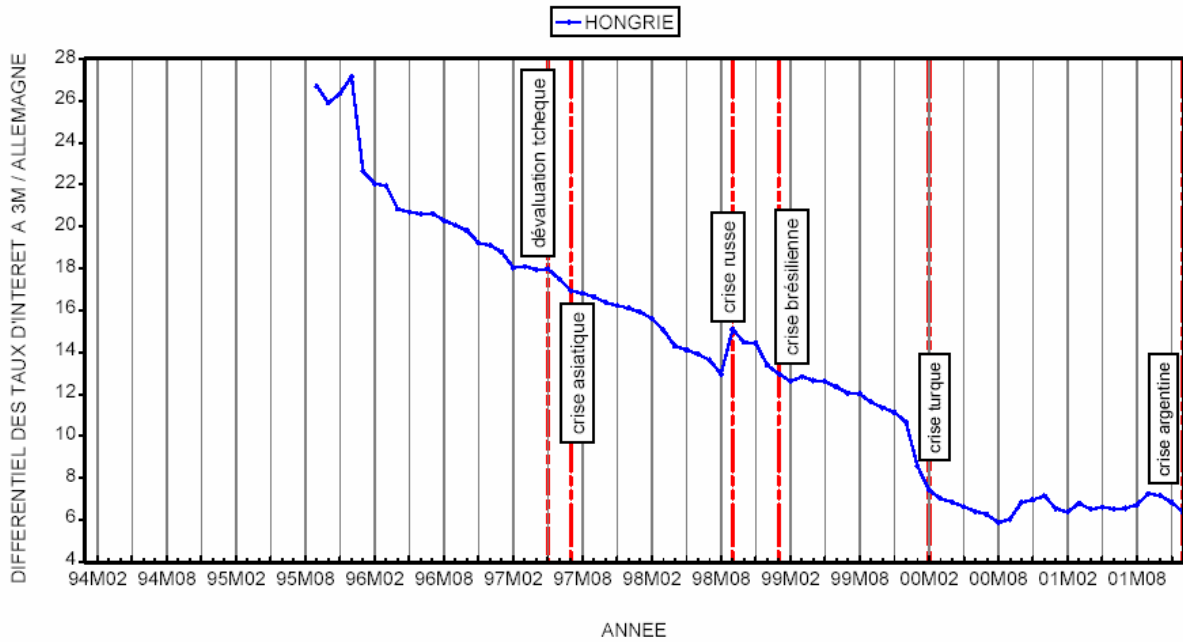
	BRA	BUL	CZE	EST	HUN	LET	POL	ROM	RUS	SLK	SLV	TUR
BRA	1,00	0,81	-0,84	-0,80	0,96	0,88	0,97	0,98	0,99	0,06	0,78	0,96
BUL		1,00	-0,69	-0,55	0,92	0,56	0,90	0,90	0,85	0,09	0,79	0,92
CZE			1,00	0,97	-0,79	-0,62	-0,76	-0,79	-0,88	0,41	-0,37	-0,83
EST				1,00	-0,72	-0,61	-0,68	-0,72	-0,83	0,48	-0,28	-0,75
HUN					1,00	0,77	0,98	0,99	0,97	0,06	0,84	1,00
LET						1,00	0,83	0,81	0,81	0,36	0,70	0,75
POL							1,00	0,99	0,97	0,18	0,87	0,98
ROM								1,00	0,98	0,11	0,86	0,99
RUS									1,00	-0,03	0,76	0,98
SLK										1,00	0,50	0,00
SLV											1,00	0,81
TUR												1,00

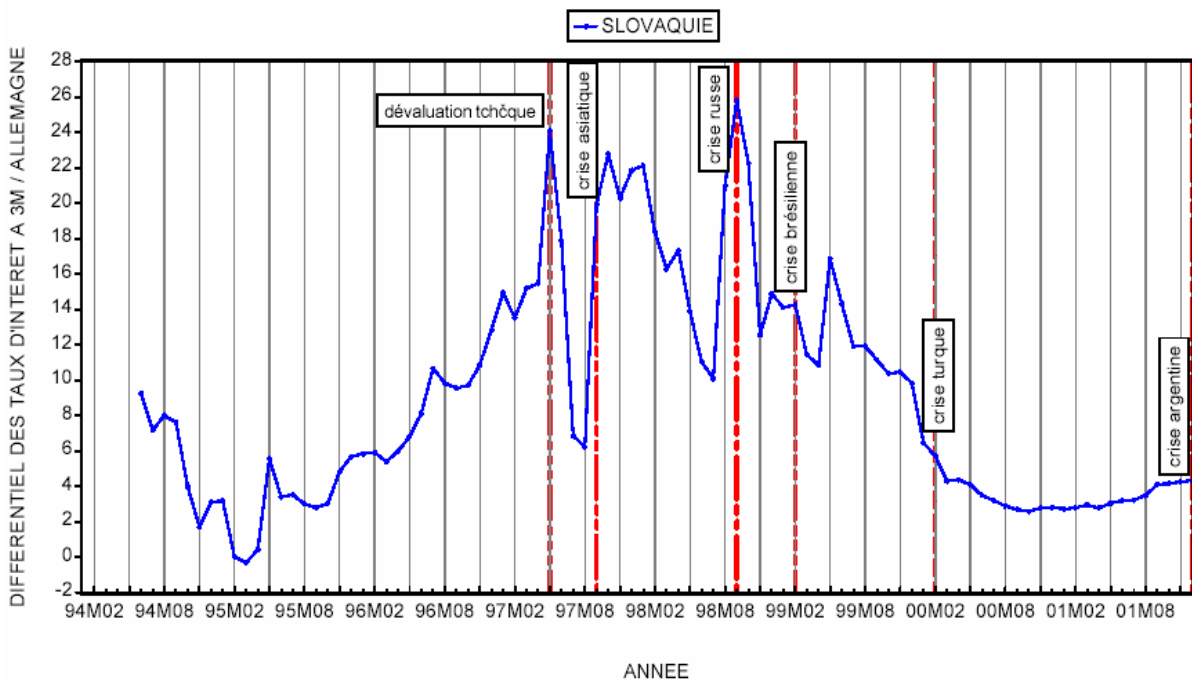
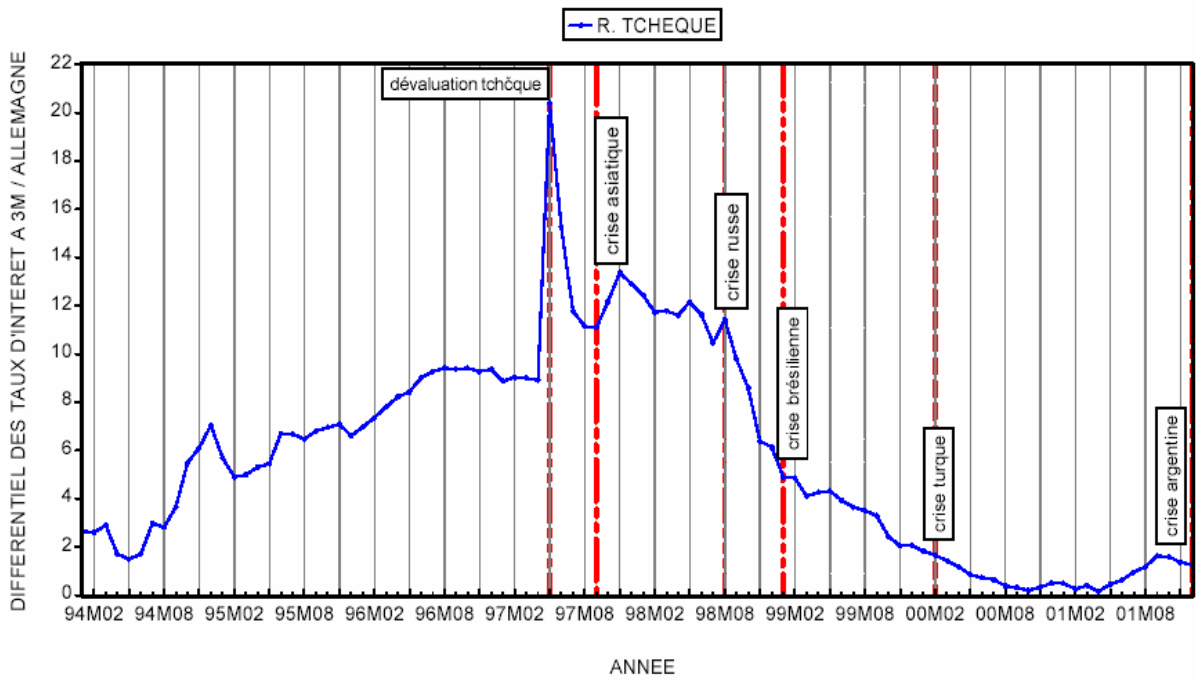
Tableau 8 : Corrélation entre les taux de change exprimé en \$. Période 1993: 01- 1996 : 12.

	ARG	BRA	BUL	CZE	EST	HUN	LET	LIT	POL	ROM	RUS	SLK	SLV	TUR
ARG	1,00	0,76	0,48	-0,87	-0,91	0,69	0,65	-0,43	0,66	0,69	0,78	-0,36	0,30	0,72
BRA		1,00	0,81	-0,84	-0,80	0,96	0,88	-0,63	0,97	0,98	0,99	0,06	0,78	0,96
BUL			1,00	-0,69	-0,55	0,92	0,56	-0,46	0,90	0,90	0,85	0,09	0,79	0,92
CZE				1,00	0,97	-0,79	-0,62	0,37	-0,76	-0,79	-0,88	0,41	-0,37	-0,83
EST					1,00	-0,72	-0,61	0,35	-0,68	-0,72	-0,83	0,48	-0,28	-0,75
HUN						1,00	0,77	-0,58	0,98	0,99	0,97	0,06	0,84	1,00
LET							1,00	-0,76	0,83	0,81	0,81	0,36	0,70	0,75
LIT								1,00	-0,64	-0,60	-0,54	-0,42	-0,56	-0,56
POL									1,00	0,99	0,97	0,18	0,87	0,98
ROM										1,00	0,98	0,11	0,86	0,99
RUS											1,00	-0,03	0,76	0,98
SLK												1,00	0,50	0,00
SLV													1,00	0,81
TUR														1,00

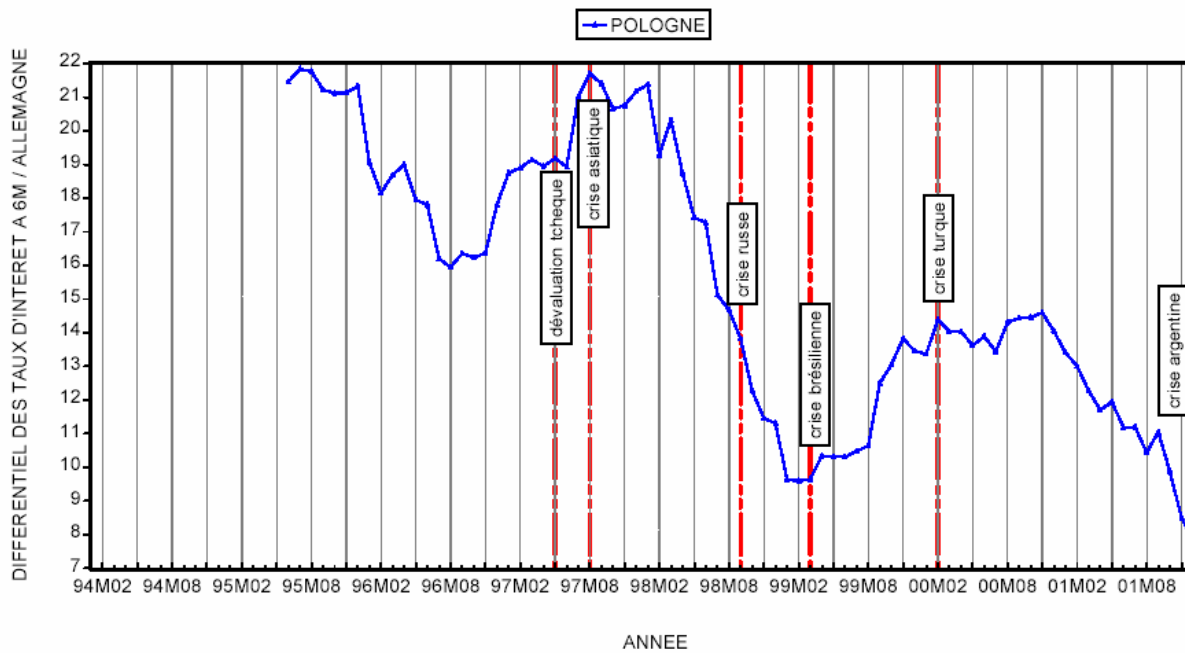
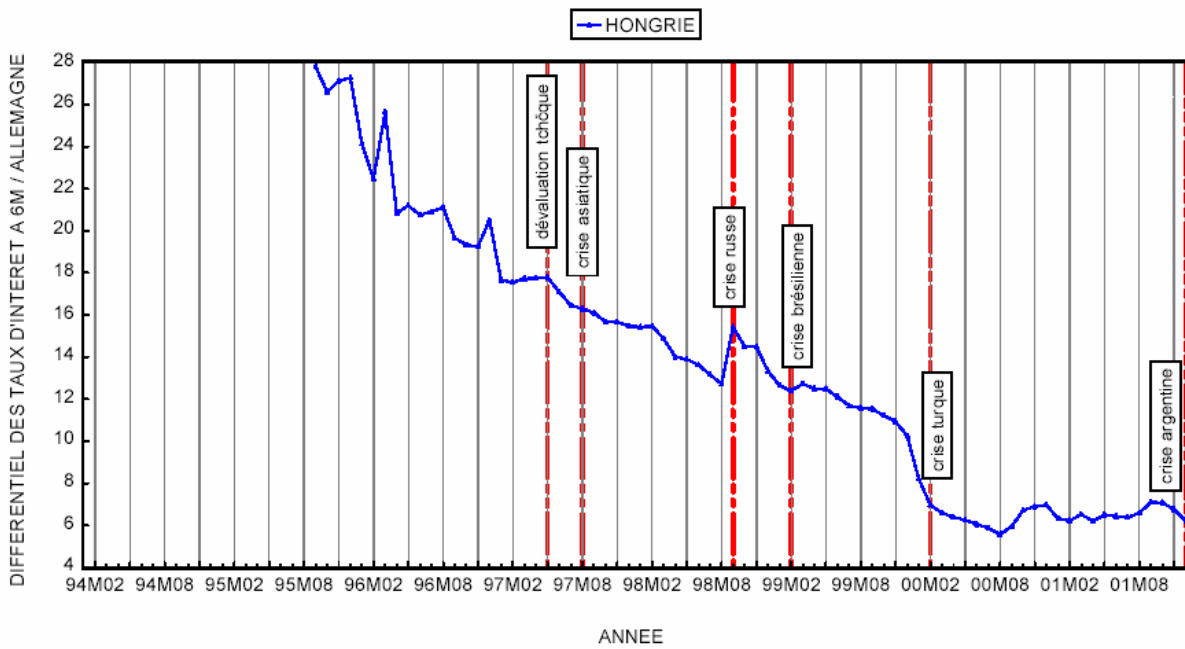
³¹ Le tableau 8 présente la corrélation des taux de change exprimé en \$ sur la période 1993:01-1996:12 en incluant également l'Argentine et la Lituanie. Dans le second échantillon, les taux de change étant fixes, les corrélations ne sont plus possibles.

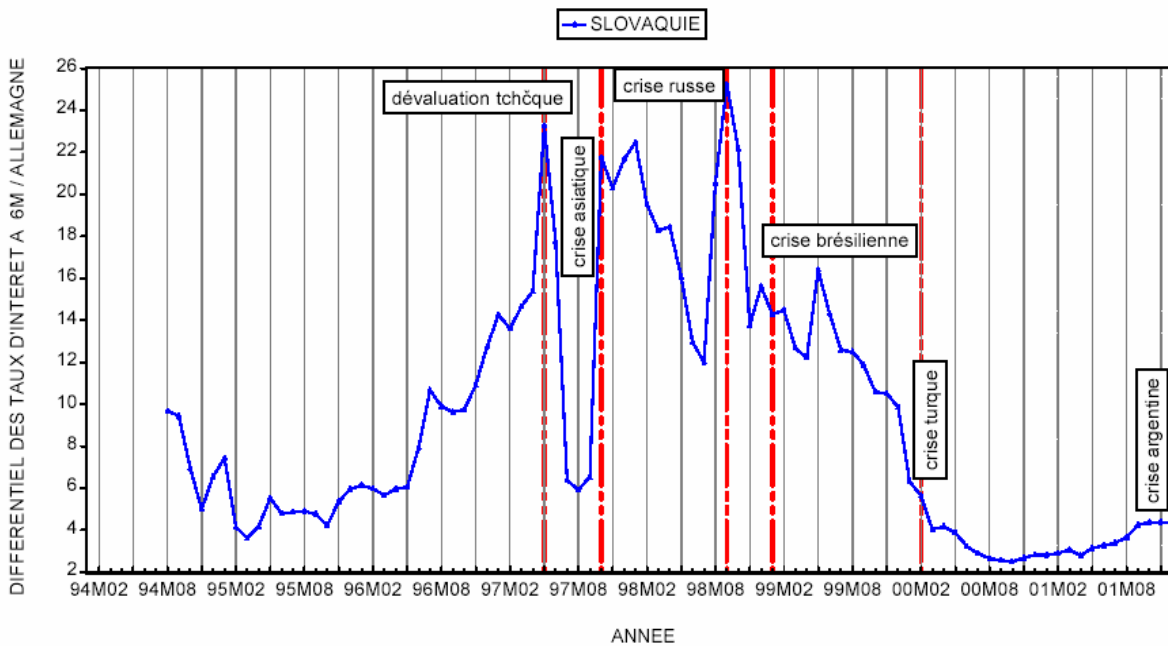
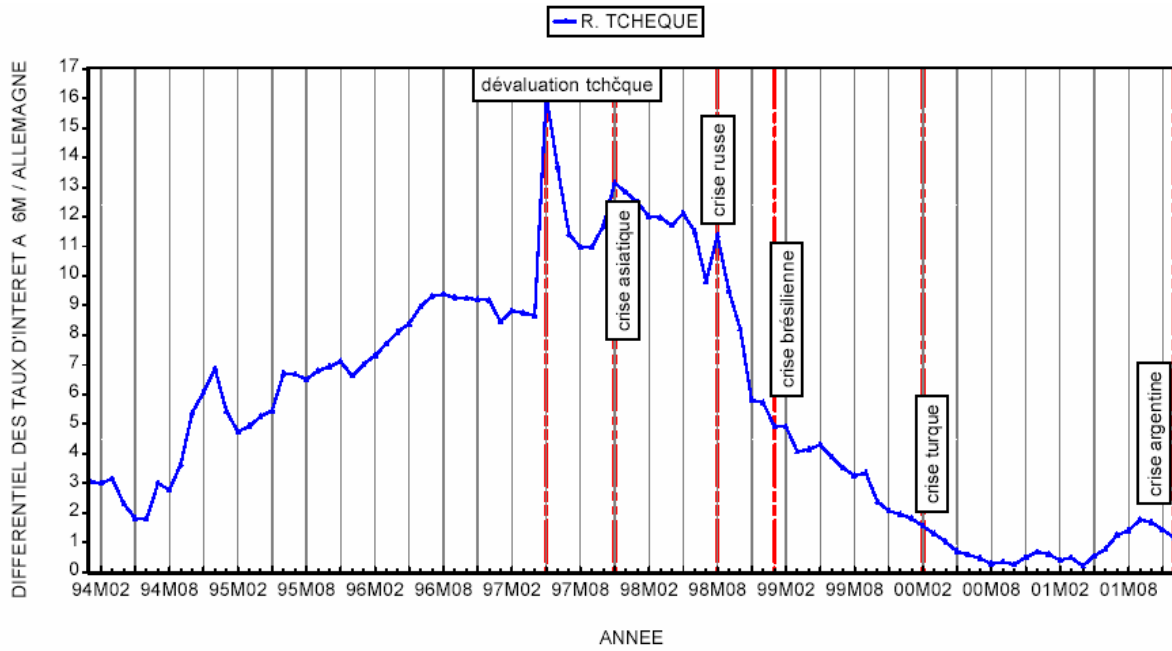
Graphique 1. Différentiel des taux d'intérêt à 3 mois par rapport à l'Allemagne



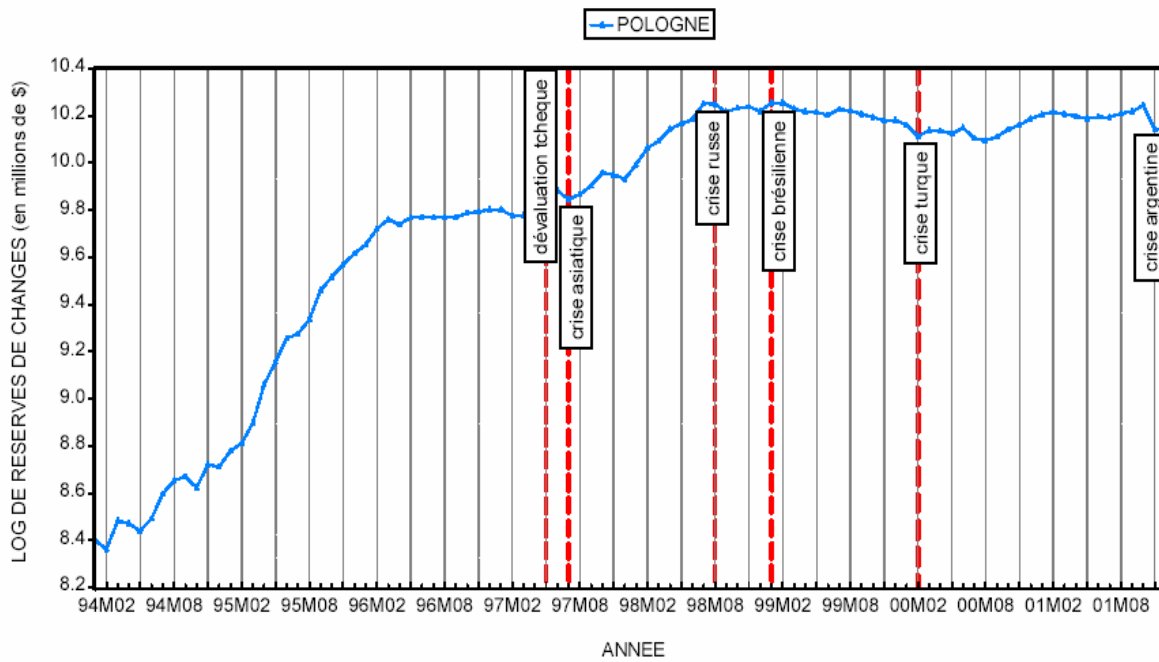
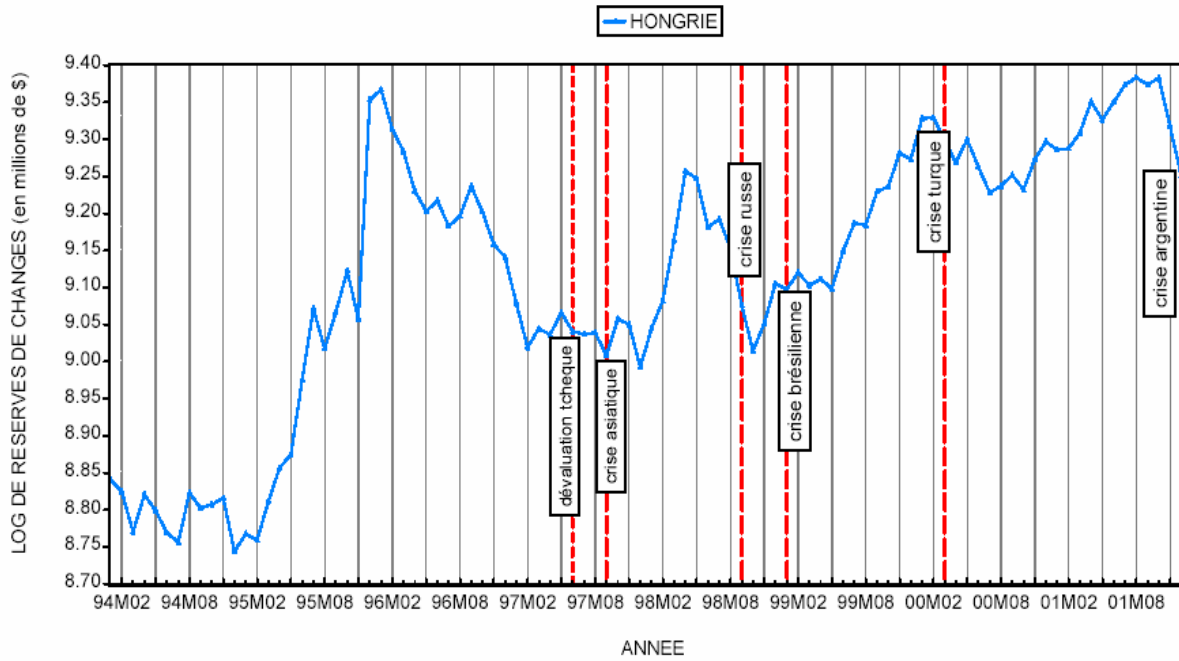


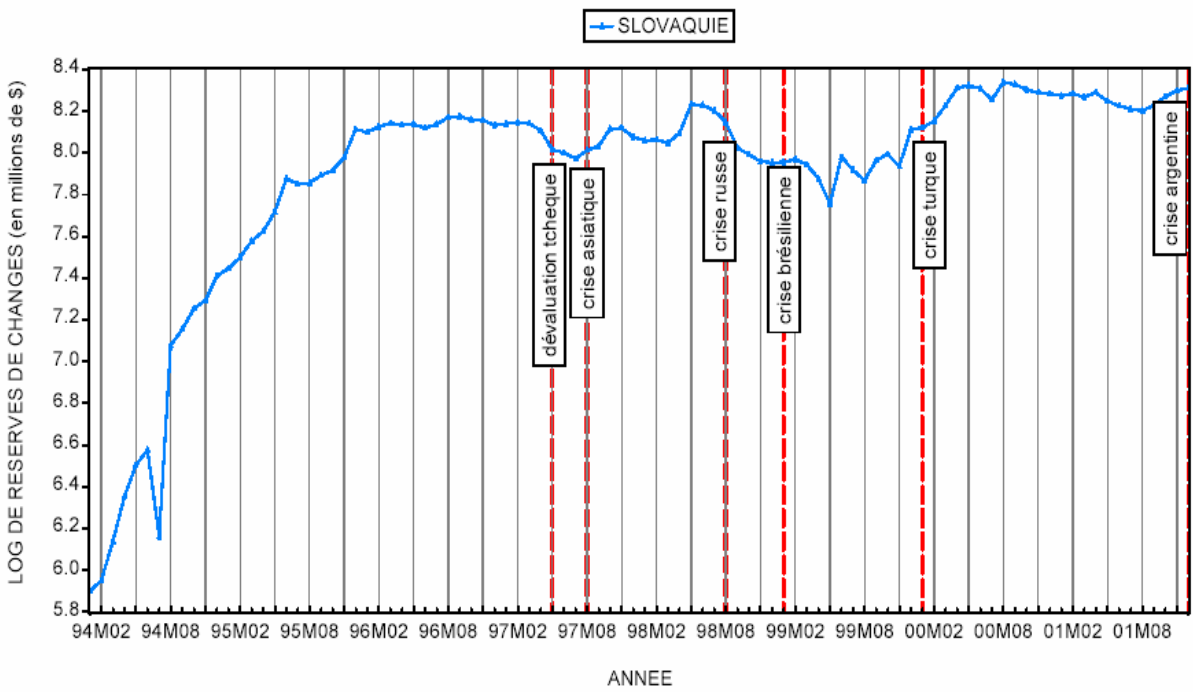
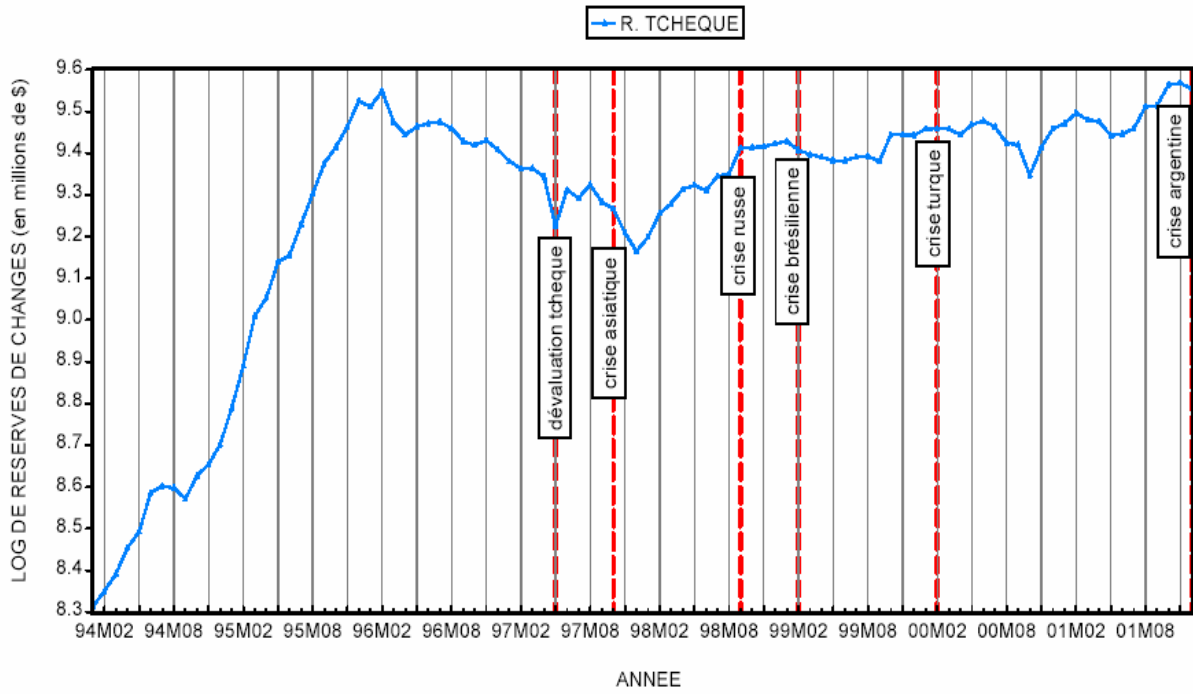
Graphique 2. Différentiel des taux d'intérêt à 6 mois par rapport à l'Allemagne



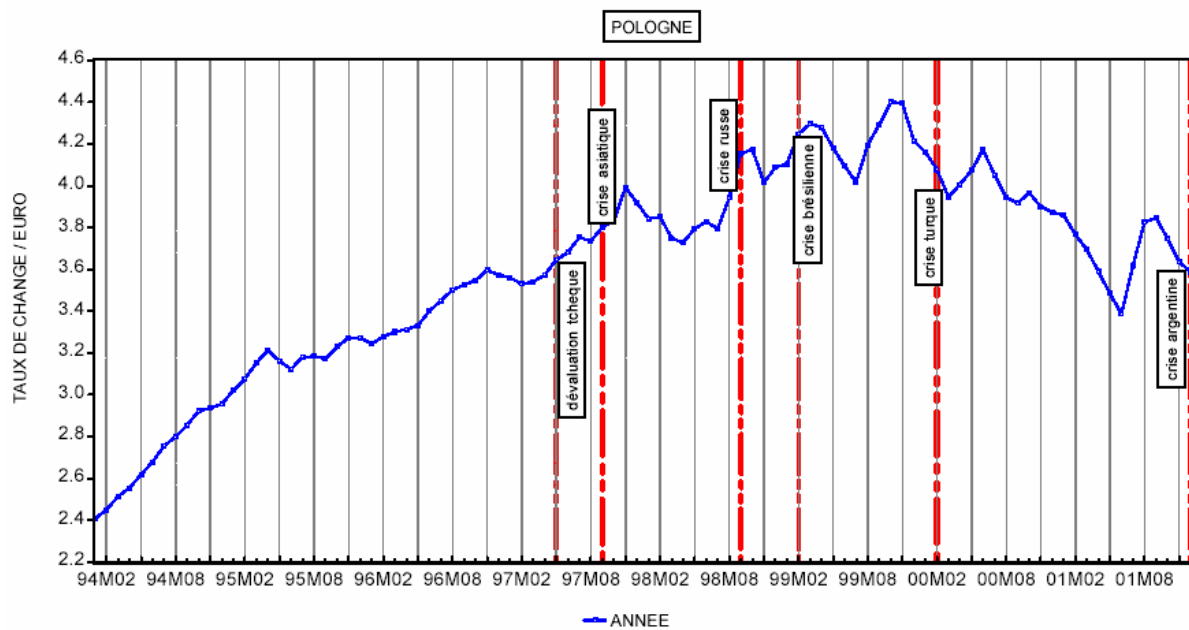
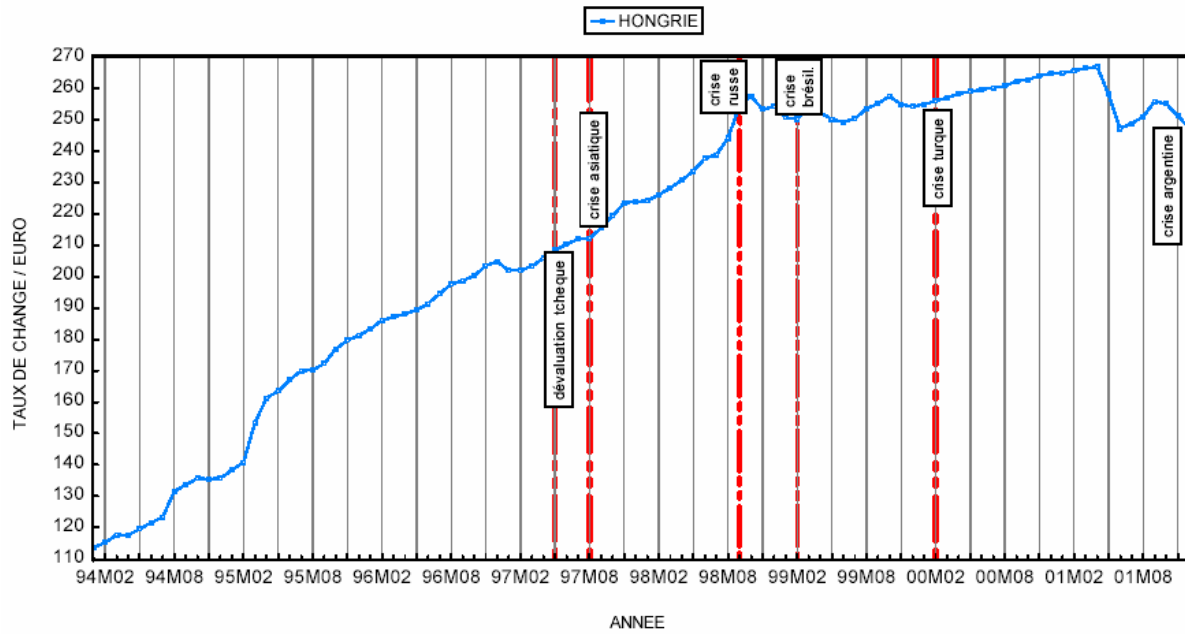


Graphique 3. Logarithme de réserves de change





Graphique 4. Taux de change nominal par rapport à l'euro



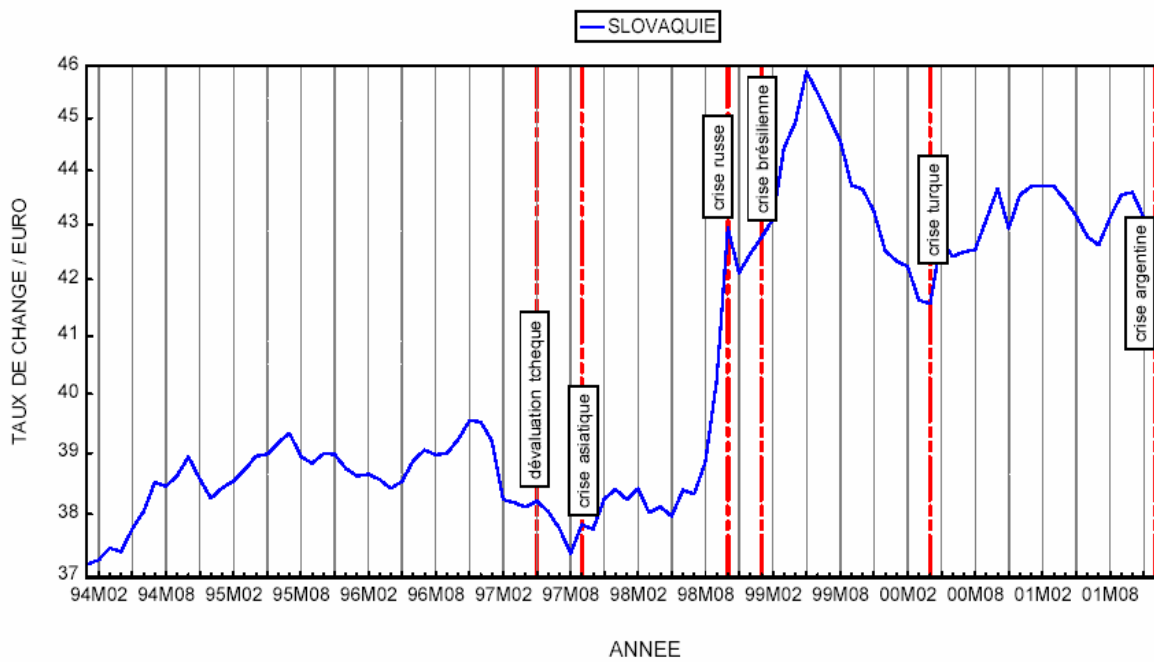
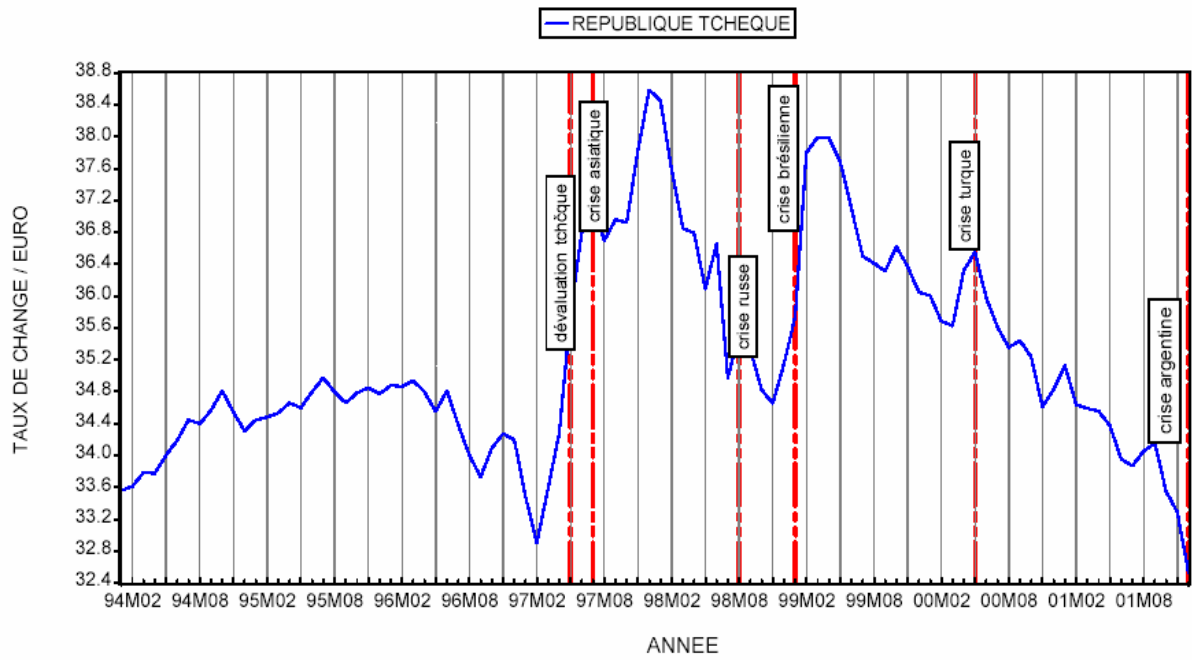


Tableau 9 : Propriétés des séries chronologiques

Tests de racine unitaire (Dickey -Fuller augmenté)³²

Tableau 9.1. Hongrie

	ADF			
	Niveau	DW-stat	diff.	DW-stat
y-y*	I(0)*	2.04	I(0)***	2.13
p-p*	I(0)***	2.01	I(0)***	2.03
DIFT 3M	I(1)	2.13	I(0)***	1.97
DIFT 6M	I(1)	2.64	I(0)***	2.07
RES	I(1)	1.93	I(0)***	1.97
X/M	I(0)***	2.09	I(0)***	2.00
DIFT M2	I(1)	2.06	I(0)***	2.01
TCR	I(1)	2.00	I(0)***	1.99
STCR	I(0)***	1.89	I(0)***	2.02

***signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** de 5% et * de 10%.

Tableau 9.2. Pologne

	ADF			
	Niveau	DW-stat	diff.	DW-stat
y-y*	I(0)***	1.91	I(0)***	2.48
p-p*	I(1)	1.93	I(0)***	2.04
DIFT 3M	I(0)***	1.97	I(0)***	1.95
DIFT 6M	I(1)	2.02	I(0)***	2.03
RES	I(1)	1.96	I(0)***	2.06
X/M	I(1)	1.92	I(0)***	2.03
DIFT M2	I(1)	1.73	I(0)***	1.97
TCR	I(1)	1.93	I(0)***	1.92
STCR	I(0)***	1.91	I(0)***	2.16

***signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** de 5% et * de 10%.

³² NB : Les abréviations utilisées ci-dessus sont : le test de Dickey -Fuller augmenté – ADF, le différentiel des taux de croissance de la production industrielle par rapport à l'Allemagne – y-y*, le différentiel de l'inflation par rapport à l'Allemagne – p - p*, le différentiel de taux d'intérêt à 3 mois ou 6 mois par rapport de l'Allemagne – DIFT 3M ou DIFT 6M, les réserves en log – RES, le taux de couverture du commerce extérieur – X/M, la différence en log entre le M2 domestique et celui de l'Allemagne, la sur-appréciation du taux de change réel – STCR et le taux de change réel - TCR. On note aussi que les séries en différence première sont abrégées avec « diff. ». La présentation des tableaux commence avec les pays en régime de change intermédiaire et finit avec ceux en régimes de change flexibles. Nous ajoutons la statistique de Durbin - Watson des séries analysées qui nous indique s'il y a des corrélations entre les résidus.

Tableau 9.3. République Tchèque

	ADF			DW-stat
	Niveau	DW-stat	diff.	
y-y*	I(0)**	1.89	I(0)***	2.09
p-p*	I(1)	2.04	I(0)**	1.89
DIFT 3M	I(1)	2.02	I(0)***	2.02
DIFT 6M	I(1)	2.09	I(0)***	2.00
RES	I(1)	1.97	I(0)***	1.97
X/M	I(1)	2.02	I(0)***	2.02
DIFT M2	I(1)	1.95	I(0)***	1.95
TCR	I(0)**	1.92	I(0)***	2.01
STCR	I(0)***	1.98	I(0)***	2.03

***signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** de 5% et * de 10%.

Tableau 9.4. Slovaquie

	ADF			DW-stat
	Niveau	DW-stat	diff.	
y-y*	I(0)*	1.95	I(0)***	1.92
p-p*	I(1)	2.01	I(0)***	1.84
DIFT 3M	I(1)	2.08	I(0)*	2.07
DIFT 6M	I(1)	2.03	I(0)*	2.02
RES	I(1)	2.35	I(0)***	1.97
X/M	-	-	-	-
DIFT M2	I(1)	2.00	I(0)***	2.00
TCR	I(0)***	1.99	I(0)***	2.03
STCR	I(0)***	2.01	I(0)***	2.00

***signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** de 5% et * de 10%.

Résultats des estimations des déterminants macro-économiques de la crédibilité des monnaies des quatre PECO étudiés³³

Tableau 10a. Variable dépendante: Le différentiel de taux d'intérêt (horizon 3 mois)

Variabiles explicatives	Hongrie	Pologne	Slovaquie	R. Tchèque
<i>Constante</i>	0.28 (0.37)	-0.46 (0.92)	6.59* (3.11)	-2.58 (3.31)
$\theta(\tau, t)_{t-1}$	0.83* (0.04)	0.97* (0.03)	0.82 (0.06)	0.78* (0.04)
$(y - y^*)_{t-1}$	-5.39* (2.76)	-	-	-2.51 (3.10)
$(p - p^*)_{t-1}$	0.33* (0.11)	0.04 (0.07)	-0.25 (0.21)	1.00* (0.27)
res_{t-1}	0.73 (2.21)	-0.06* (0.02)	0.55 (0.75)	-17.47* (8.70)
$STCER_{t-1}$	0.01 (0.04)	-0.05* (0.02)	0.05 (0.09)	-34.93 (22.33)
$(X/M)_{t-1}$	-	0.76 (1.44)	-5.24 (3.53)	2.29 (3.29)
<i>contagion</i>	1.64* (0.59)	0.51 (0.47)	7.81* (1.77)	1.17* (0.44)
N	67	94	71	90
DW	2.31	1.79	1.60	2.09
$\overline{R^2}$	0.97	0.97	0.84	0.91
$\underline{R^2}$	0.97	0.97	0.83	0.91
Test de Chow				
F- Statistique	1.78	1.33	0.95	1.30
Conclusion	Stable	Stable	Stable	Stable

*signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** à 5% et *** à 10%.

Les écart-types (corrigés de biais d'hétéroscédasticité) sont entre parenthèse.

(-) signifie absence de donnée.

³³ Les variables de l'écart d'inflation et de l'écart de croissance par rapport à l'Allemagne intègrent l'indice de prix à la consommation et respectivement, de la production industrielle à prix constants 1995.

Tableau 10b. Variable dépendante: Le différentiel de taux d'intérêt (horizon 6 mois)

Variables explicatives	Hongrie	Pologne	Slovaquie	R. Tchèqu
<i>Constante</i>	0.38 (0.44)	0.16 (0.94)	4.90*** (2.73)	-2.00 (2.30)
$\theta(\tau, t)_{t-1}$	0.78* (0.06)	1.00* (0.03)	0.82* (0.07)	0.83* (0.03)
$(y - y^*)_{t-1}$	-5.53 (3.66)	-	-	-1.29 (2.27)
$(p - p^*)_{t-1}$	0.46* (0.17)	0.09 (0.09)	-0.38 (0.31)	0.76* (0.18)
res_{t-1}	0.49 (1.84)	-0.09* (0.04)	0.25 (0.63)	-0.12* (0.05)
$(X/M)_{t-1}$	0.00 (0.05)	-0.07* (0.02)	0.02 (0.11)	-27.81*** (15.20)
$STCER_{t-1}$	-	-0.50 (1.52)	-2.44 (3.14)	1.48 (2.29)
<i>contagion</i>	1.84*** (1.11)	0.78 (0.76)	3.34** (1.60)	1.01* (0.43)
N	67	70	71	90
DW	2.52	1.66	1.91	2.06
R ²	0.97	0.95	0.75	0.95
\bar{R}^2	0.97	0.95	0.73	0.95
Test de Chow				
F- Statistique	2.02	2.07	0.42	0.58
Conclusion	Stable	Stable	Stable	Stable

* signifie coefficient significatif au seuil de 1%, ** au seuil de 5% et *** au seuil de 10%.

Les écart-types (corrigés de biais d'hétéroscédasticité) sont entre parenthèses.

(-) signifie absence de données.

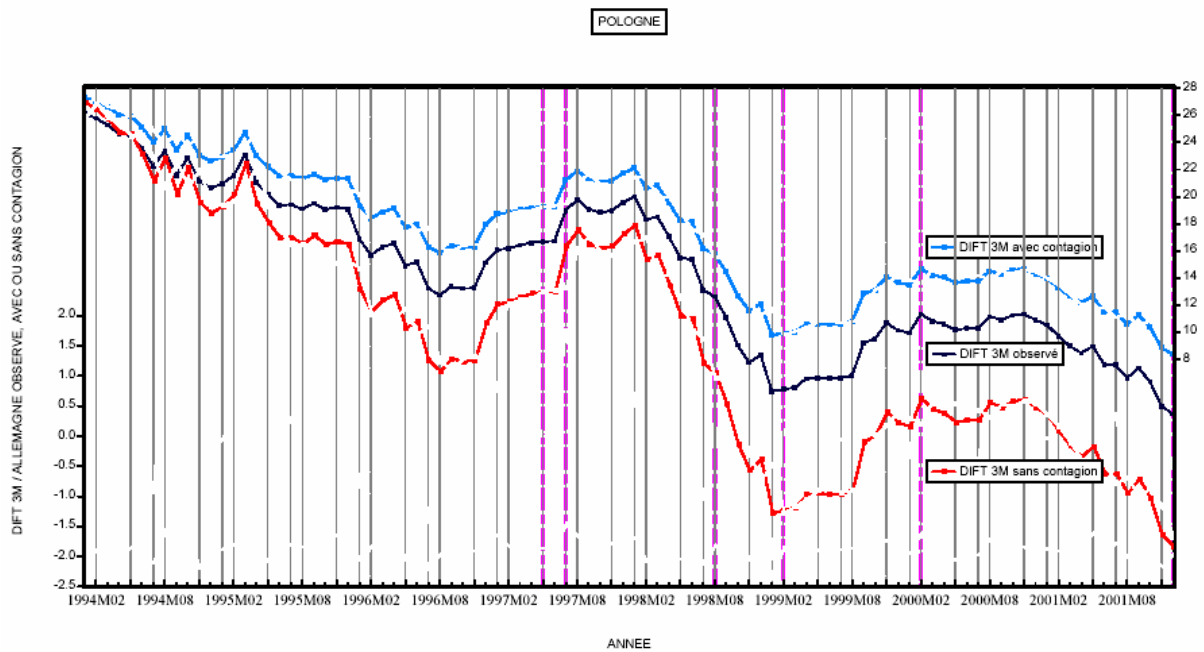
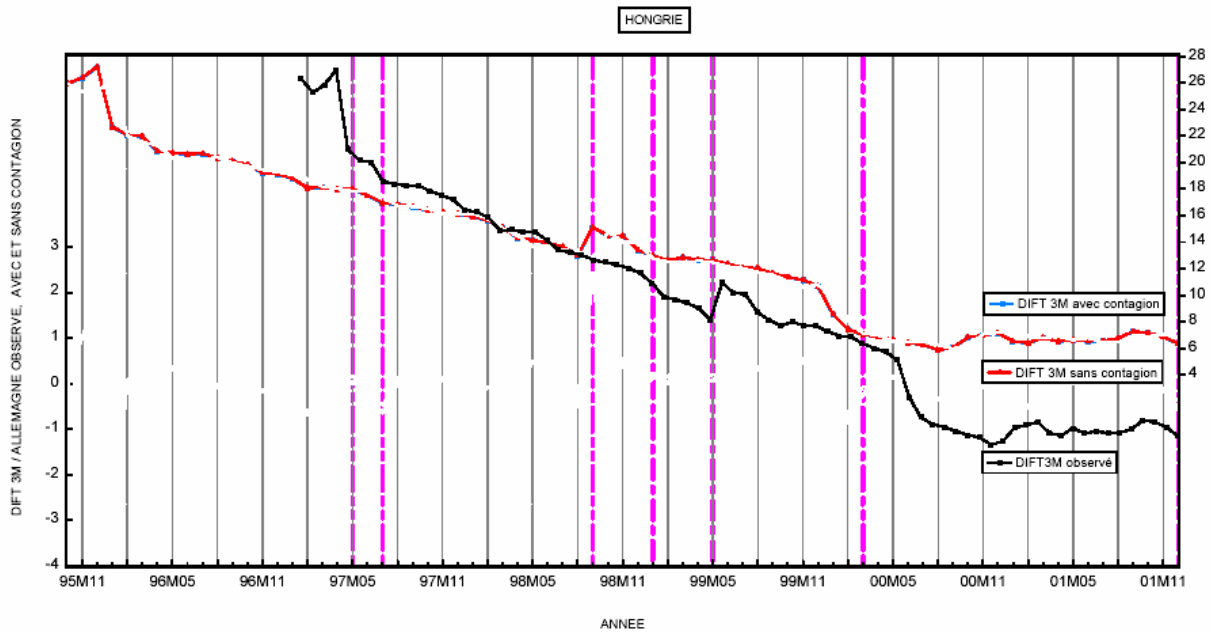
Globalement, quelle que soit la maturité considérée, le pouvoir explicatif du modèle est extrêmement élevé. Le R² est égal en moyenne, à 90%. Par contre, les coefficients des variables exogènes ne sont pas toujours significativement différents de zéro.

Le coefficient de notre variable dummy « contagion » est significativement différent de zéro hormis pour la Pologne à la fois pour l'anticipation de dévaluation à 3 mois et 6 mois. Ceci démontre l'importance de l'effet de contagion dans ces pays et confirme la faible vulnérabilité de l'économie polonaise à l'effet de contagion. Il faut par conséquent chercher dans les caractéristiques de l'économie polonaise une réponse à ce constat.

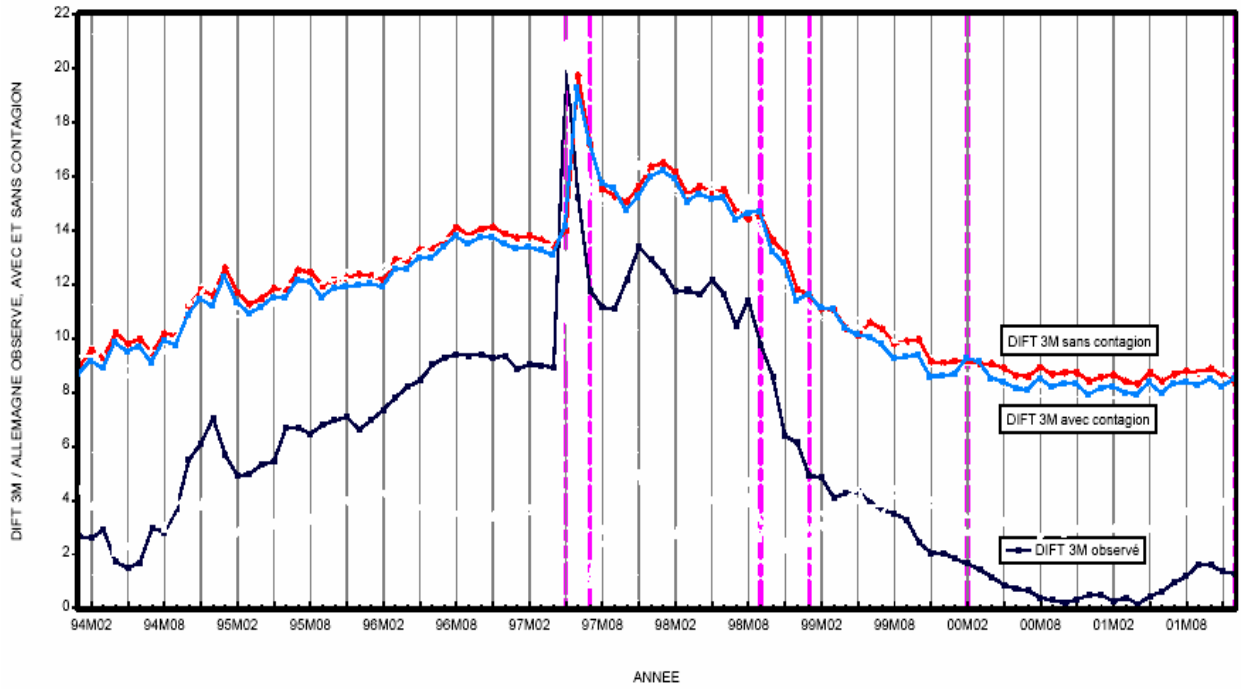
Pour le taux de dévaluation anticipé à trois mois du Zloty polonais, seuls les coefficients du taux de croissance de réserves de change et de sur-appréciation du taux de change apparaissent significatifs. A l'horizon de six mois, les coefficients sont significatifs au seuil de 1% dans le cas des réserves de change moins l'or, des anticipations de dévaluation et du taux de couverture du commerce extérieur. Outre la variable contagion, le différentiel d'inflation et celui de la production industrielle par rapport à l'Allemagne semblent influencer la crédibilité du forint hongrois à 3 mois de maturité. A 6 mois de maturité, à part la variable contagion, seulement le différentiel de l'inflation affecte la crédibilité de la monnaie hongroise. Pour la République Tchèque, à part le taux de couverture du commerce extérieur, la sur -appréciation du taux de change (seulement à trois mois de maturité) et l'écart de croissance par rapport à l'Allemagne, toutes les autres variables explicatives du modèle semblent affecter la crédibilité de la couronne tchèque à trois et six mois de maturité.

Enfin, seulement l'indicateur de contagion semble affecter la crédibilité de la couronne slovaque à trois et à six mois de maturité. Notons également que la constante apparaît dans les deux cas très significative. Le fait que telle variable explicative joue dans un pays plutôt qu'un autre, peut être expliqué par le fait que, le poids accordé par les opérateurs du marché des changes à telle variable plutôt qu'à une autre dépend des orientations et des objectifs de la politique économique des pays considérés (stabilité des prix, stabilité des changes, maîtrise du déficit extérieur ou intérieur, etc.).

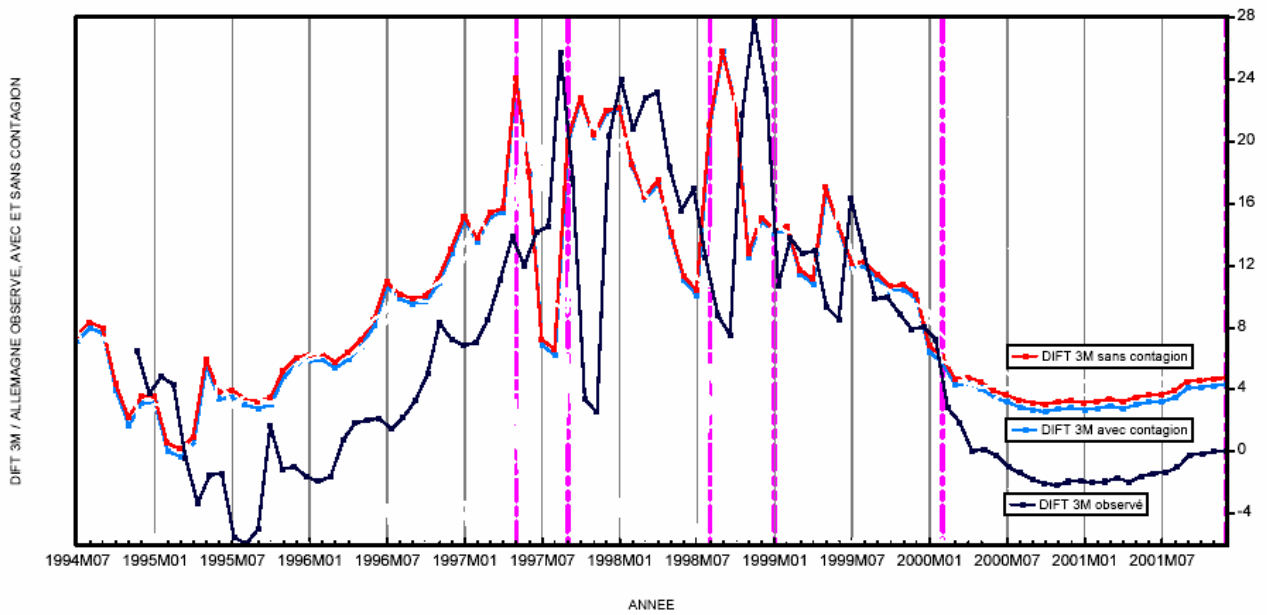
Graphique 5. Taux de dévaluation anticipé à 3 mois par rapport à l'Allemagne sans et avec contagion



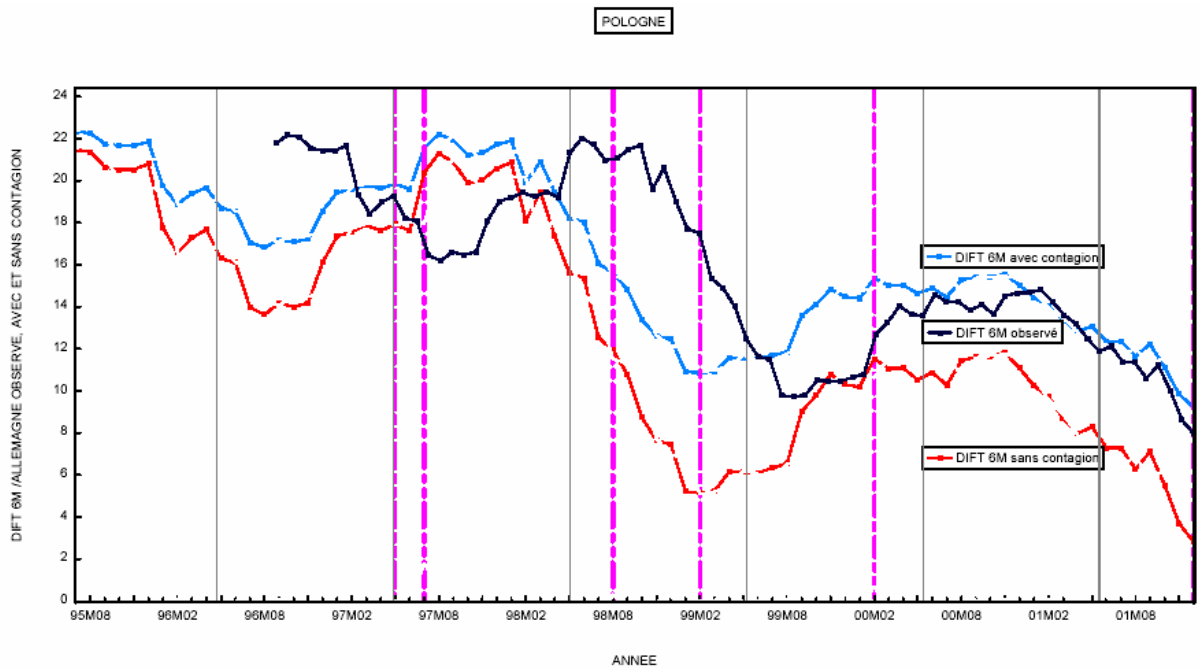
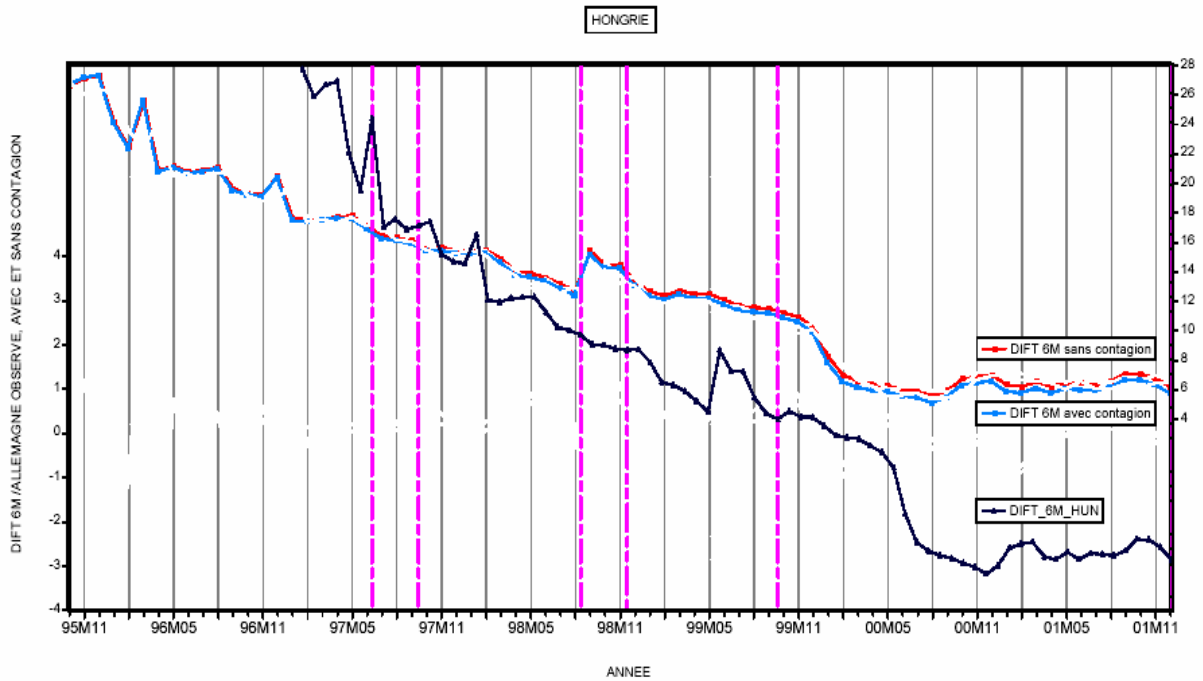
REPUBLIQUE TCHEQUE

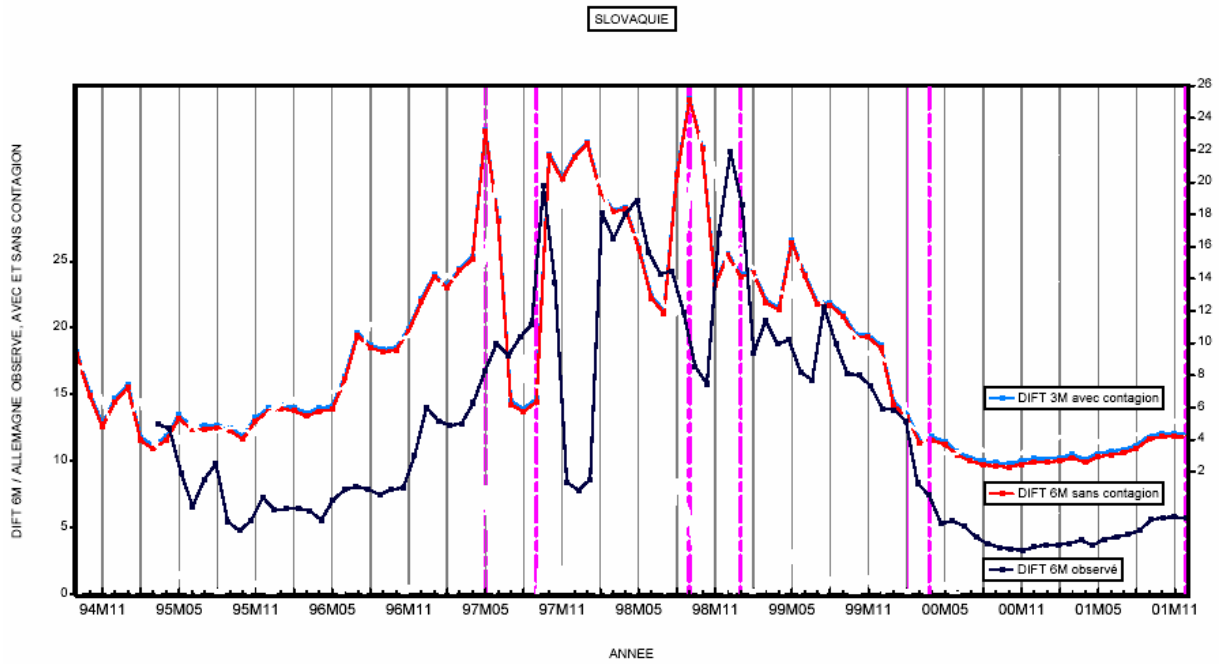
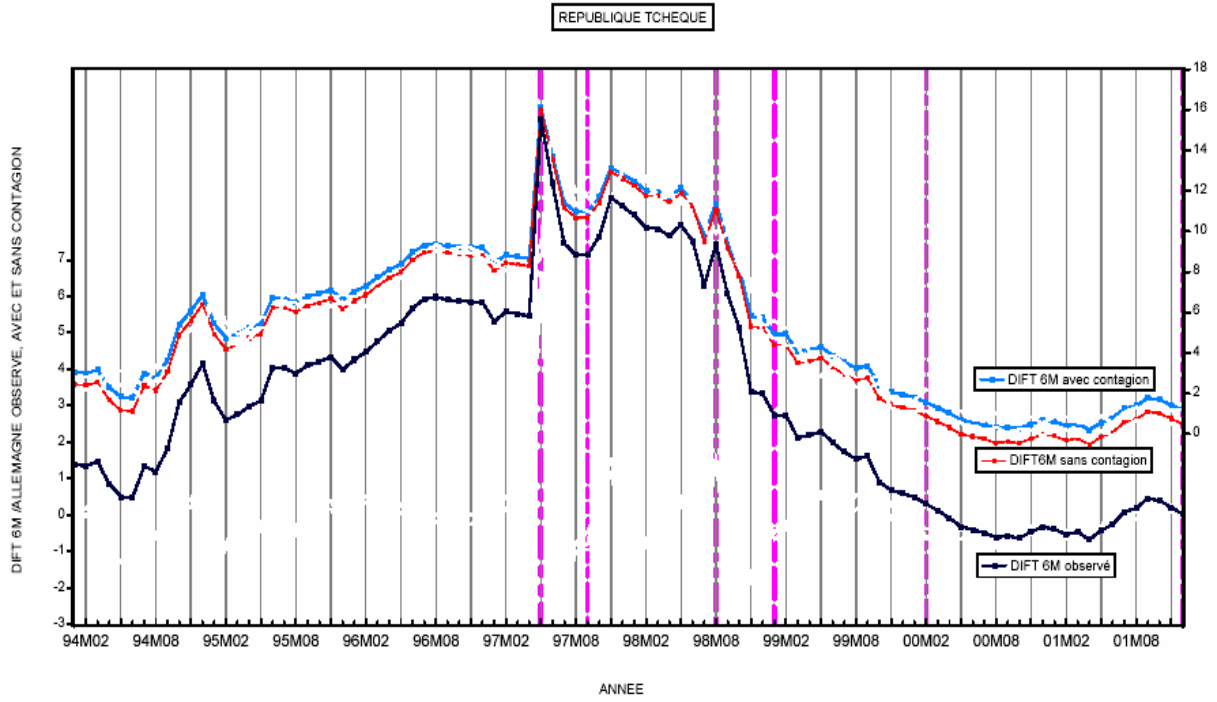


SLOVAQUIE

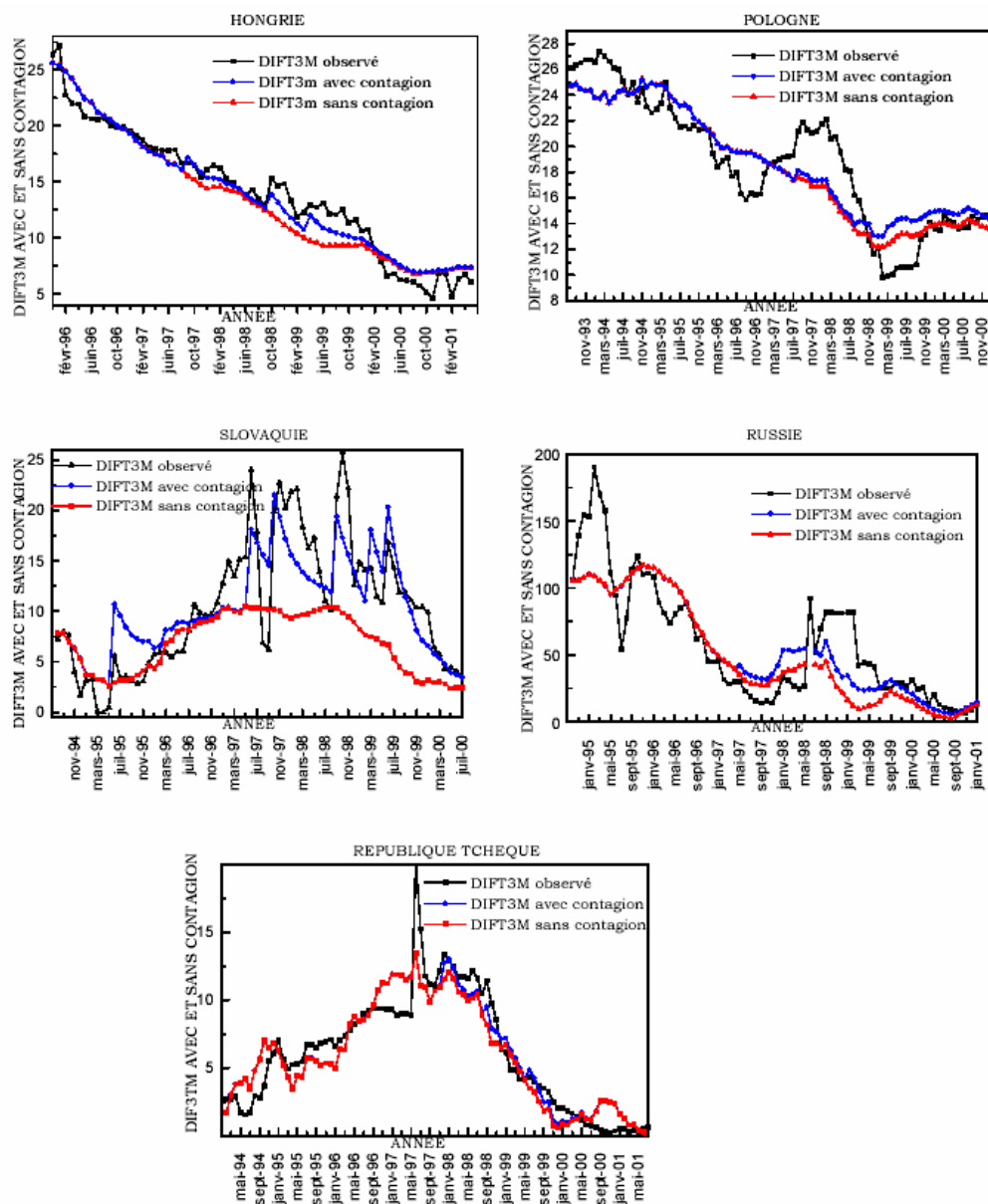


Graphique 6. Taux de dévaluation anticipé à 6 mois par rapport à l'Allemagne sans et avec contagion



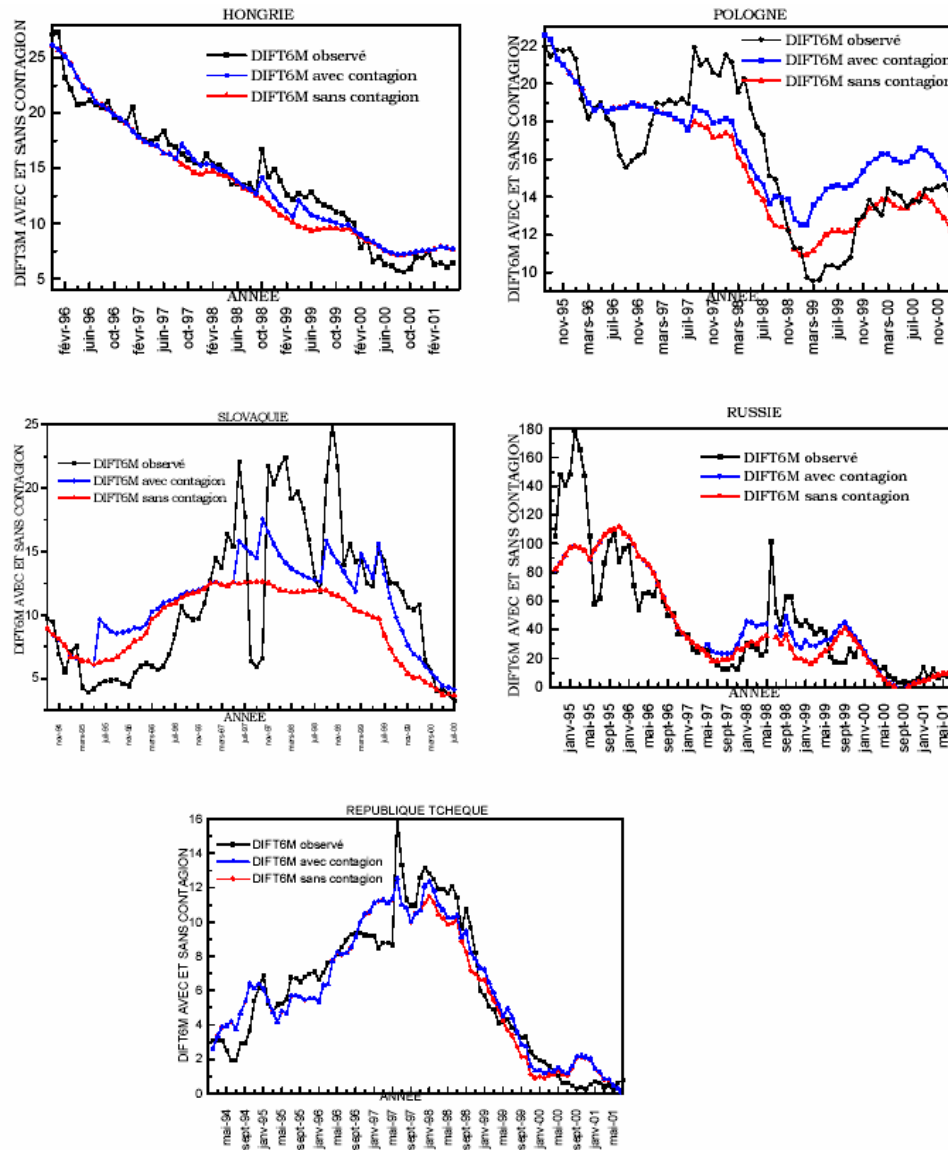


Graphique 7. Taux de dévaluation anticipé à 3 mois par rapport à l'Allemagne sans et avec contagion³⁴



³⁴ Ces faits stylisés des graphiques 7 et 8 se réfèrent aux estimations réalisés en se basant sur l'indice de prix à la consommation et celui de la production industrielle à prix constants 1995. Les faits stylisés précédents (graphiques 5 et 6) font référence aux estimations qui intègrent dans l'écart de l'inflation par rapport à l'Allemagne et dans l'écart de croissance par rapport à l'Allemagne l'indice de prix à la consommation et respectivement, celui de la production industrielle à prix constants 2000.

Graphique 8. Taux de dévaluation anticipé à 6 mois par rapport à l'Allemagne sans et avec contagion



CHAPITRE 5

Une étude empirique sur les anticipations adaptatives du taux de change appliquée au cas de la Pologne

Introduction

L'étude des propriétés dynamiques du taux de change et notamment, de sa volatilité excessive, a constitué depuis longtemps un thème bien débattu par les théoriciens qui soulignent le rôle des fondamentaux économiques dans l'explication des mouvements du taux de change. Plusieurs modèles théoriques traditionnels ont tenté d'étudier cette problématique à partir de l'hypothèse des anticipations rationnelles des agents. Au plan théorique, le point de départ pour ce genre d'analyse est « the noise trader paradigm » introduit par De Long et al. (1990)¹. Dans la littérature du taux de change, cette approche a été utilisée par Frankel et Froot (1986) pour modéliser théoriquement l'interaction entre les chartistes et les fundamentalistes. En dépit de recherches théoriques importantes liées à l'hypothèse des anticipations rationnelles des agents (par exemple, Guesnerie (2001), Orléan (1986)), peu de travaux empiriques ont été menés

¹ Dans leur article, ils soulignent l'interaction entre « les fundamentalistes » ou les agents rationnels et « les chartistes » ou les agents irrationnels.

pour appuyer différentes hypothèses ad hoc retrouvées dans la littérature théorique (par exemple, Bénassy-Quéré, Larribeau et Macdonald (1999)). Alors que le chapitre 4 mettait en lumière les anticipations de dévaluation à l'aide d'un différentiel de taux d'intérêt (en supposant vérifiée l'hypothèse de parité non-couverte de taux d'intérêt), l'objet du chapitre 5 consiste à proposer une évaluation empirique des anticipations du taux de change en s'appuyant sur un modèle adaptatif qu'on applique au cas de la Pologne. A cet effet, nous partons d'une idée similaire à celle développée par Bénassy-Quéré, Larribeau et Macdonald (1999) et Guesnerie et Woodford (2001) dans leur modèle de stabilité des cycles avec des règles adaptatives. En effet, notre cadre empirique cherche à déterminer, aussi fidèlement que possible, que la nature du processus des anticipations du taux de change qui gouverne les anticipations des agents pourrait être aussi un processus adaptatif. Puisque nous disposons seulement des données sur le taux de change anticipé à l'horizon de 9 mois qui proviennent des statistiques de la Banque Centrale de la Pologne, nous sommes contraints de réaliser une étude en panel comme Bénassy-Quéré, Larribeau et Macdonald (1999) afin de pouvoir tester la nature et l'hétérogénéité des anticipations du taux de change à travers différents modèles. Nous proposons alors d'investiguer du point de vue empirique l'hypothèse des anticipations adaptatives dans le cas de deux parités du taux de change : le taux de change du zloty polonais par rapport à l'euro et ensuite, par rapport au dollar pour la période janvier 1993 jusqu'au décembre 2002. Le choix de la Pologne comme objet d'étude s'impose, à la fois dans le but d'apporter un point de vue supplémentaire à la précédente analyse et à cause de la disponibilité des données sur le taux de change anticipé. Les résultats de nos estimations apparaissent plus significatifs dans le cas de la parité du zloty par rapport à l'euro que celle par rapport au dollar. Notons que, ces différences entre les résultats obtenus peuvent être expliquées à la fois par l'horizon temporel étudié et par la maturité des anticipations considérée.

Notre démarche est structurée comme suit : la section 5.2 du présent chapitre présente les fondements théoriques dans lesquels s'inscrit notre étude. La méthodologie économétrique et les données macroéconomiques employées sont présentées dans la section 5.3. Dans la section 5.4 nous exposons le modèle adaptatif que l'on cherche à estimer. Les résultats et les commentaires de nos estimations sont présentés dans la section 5.5. Finalement, la section 5.6 conclut.

5. 1 Fondements théoriques du modèle adaptatif

Nous présentons ici le cadre théorique du modèle économétrique que l'on cherche à estimer dans les sections suivantes. En effet, Mathieson (1977) propose un raffinement du schéma régressif de Dornbusch (1976) lié aux anticipations du taux de change en définissant un indice de prix qui est utilisé dans l'équation du marché monétaire et dans la définition du taux d'intérêt réel. Cette dernière variable est introduite dans la fonction de la demande globale à la place du taux d'intérêt nominal. Afin de garder cette présentation plus proche du cadre original de Dornbusch (1976), nous nous focalisons surtout sur l'hypothèse des anticipations adaptatives. Exposons les équations de ce modèle :

$$i = i^* + \dot{e}^E$$

$$\dot{e}^E = \beta (e - e^E)$$

$$m = p = -\lambda i + \varphi \tilde{y}$$

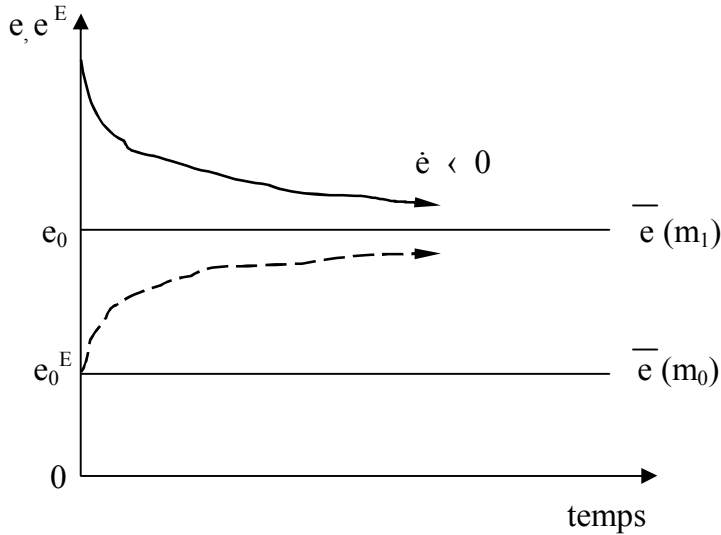
$$d = u + \delta (e + p^* - p) - \sigma i + \gamma \tilde{y}$$

$$\dot{p} = \pi (d - \tilde{y})$$

Notons que tous les paramètres sont définis positivement. La seule différence entre le modèle présenté ci-dessus et le modèle de Dornbusch (1976) concerne la deuxième équation qui implique le fait que les anticipations du taux de change sont formulées

comme anticipations adaptatives. Le modèle prend en compte également deux hypothèses : la première hypothèse considère que le niveau des prix domestiques ne s'accroît pas et la seconde hypothèse suppose le fait que le taux de change anticipé est soumis à la même contrainte que les prix. Considérons maintenant une augmentation permanente et non anticipée de l'offre de monnaie domestique m . Mathieson (1977) considère que la fixité de e^E (c'est-à-dire, du niveau du taux de change anticipé) implique la fixité du \dot{e}^E (c'est-à-dire, du taux de dépréciation anticipé) et affirme que : « as long as the expected exchange rate remains fixed, asset market will tie the domestic interest rate to the world interest rate » (p. 547). La conséquence de ces hypothèses est que l'équilibre monétaire ne peut être maintenu contrairement à la troisième équation présentée précédemment. Pour sortir de ce dilemme, Mathieson introduit un déflateur q (égal à $\alpha p + [1 - \alpha] [p^* + e]$) à la place de p de la condition du marché monétaire. De cette manière, le taux de change actuel peut se déprécier afin de maintenir l'équilibre monétaire. Cette dernière remarque constitue une base pour affirmer que les anticipations adaptatives impliquent des surévaluations du taux de change. Notons toutefois, que si nous interprétons \dot{e}^E comme le taux de dépréciation anticipée, alors la fixité initiale de e^E ainsi que la seconde équation du modèle doivent impliquer que le taux de dépréciation anticipée est positif (au moins initialement) ; tandis que, s'il y a de la surévaluation du taux de change actuel et si le taux de change converge vers le nouveau équilibre, il y aura de l'appréciation actuelle ($\dot{e} < 0$). Alors, les anticipations seront en direction contraire. Ces faits sont représentés graphiquement dans la figure 1. Il reste, cependant, difficile de déterminer la manière dans laquelle les spéculateurs peuvent continuer à opérer sur le marché en dépit des pertes continues. Nous présentons dans la suite une reformulation du cadre théorique précédemment exposé qui écarte cette conclusion assez controversée .

Figure 1 : L'évolution des anticipations dans le modèle adaptatif de Mathieson (1977)



Nous considérons maintenant le cas où le niveau initial du taux de change anticipé e^E n'est pas fixe. En effet, si le niveau initial du taux de change anticipé était fixe et si l'expansion monétaire se traduisait par une dépréciation actuelle alors, il résulterais de la seconde équation, qu'on aurait de la dépréciation anticipée ($\dot{e}^E > 0$). Mais, comme on l'a montré, une surévaluation actuelle implique le fait que $\dot{e}^E < 0$. Pour éviter cette contradiction, il faut que les deux taux de change e et e^E varient. La différence initiale entre les deux taux de change e et e^E suite au choc, peut être calculée en fonction des propriétés dynamiques du modèle présenté auparavant, en supposant que l'état stable du système est donné par la relation suivante : $\dot{e} = \dot{e}^E = p = 0$. Nous nous proposons d'exposer maintenant seulement les équations qui décrivent la dynamique du système et ses solutions pour mieux justifier le contenu de ce modèle. Ces équations sont conventionnellement représentés de la manière suivante² :

$$\begin{bmatrix} p \\ \dot{e}^E \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi \delta [(1/\lambda \beta) - 1] & \pi \delta \\ 1/\lambda & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p - \bar{p} \\ e^E - \bar{e} \end{bmatrix} \quad (1)$$

² Afin de simplifier les calculs, l'auteur considère que $\sigma = 0$. Cette hypothèse n'apporte pas des différences qualitatives au modèle. Notons aussi que \bar{e} se déduit de l'éq. de l'ajustement des prix.

Après avoir fait différents calculs³, l'augmentation initiale du e^E qui stabilise le système est donnée par l'expression suivante :

$$\frac{de_0^E}{dm} = \left[1 - \frac{1}{\lambda s_1} \right] > 1. \quad (2)$$

Comme on l'a précisé auparavant, l'augmentation du taux de change e doit être inférieure à l'augmentation initiale du taux de change anticipé e^E (cf. l'équation 2) :

$$\frac{de_0}{dm} = \left[1 - \frac{1}{\lambda s_1} - \frac{1}{\lambda \beta} \right]. \quad (3)$$

L'équation (3) ci-dessus indique le fait que l'accroissement initial du taux de change actuel diminue celui du e^E par un facteur qui dépend inversement de la vitesse d'ajustement des anticipations et de la semi - élasticité de la demande de monnaie. Une condition nécessaire pour constater la surévaluation du taux de change actuel est établie lorsque l'expression (3) dépasse l'unité. Cette condition peut s'écrire de la sorte :

$$2 \lambda^2 \beta^2 + \pi \delta [\lambda(1 - \lambda \beta) - 2] > 0. \quad (4)$$

L'inégalité (4) est vraie pour des valeurs élevées du β ou des valeurs petites du π . En effet, dans le cas d'un ajustement relativement rapide des anticipations, le taux de change actuel est surévalué et on aura également de l'appréciation actuelle et de l'appréciation anticipée. Mais, si les anticipations s'ajustent lentement on se retrouve de nouveau dans le cas contradictoire (c'est-à-dire, les anticipations réagissent en sens contraire).

³ Par exemple, la détermination des solutions de l'équation caractéristique s_1 et s_2 (s étant le vecteur des valeurs propres) et la solution générale du taux de change anticipé après résolution du système : $(e^E - e) = A \exp^{s_{1t}} + B \exp^{s_{2t}}$ avec $B = 0$.

5.2 La méthodologie économétrique et les données

5.2.1 Méthodologie économétrique

Nous examinons ici les propriétés des mécanismes des anticipations du taux de change à l'aide d'un modèle ayant la forme suivante :

$$S_{i,t,h}^a - S_t = \alpha_{i,h} + \beta_{i,h} x_{i,t,h} + u_{i,t,h} \quad (5)$$

où $\alpha_{i,h}$ et $\beta_{i,h}$ sont des constantes qui varient d'un individu à un autre. $x_{i,t,h}$ est le vecteur qui regroupe l'ensemble des variables explicatives qui varient dans le temps et $u_{i,t,h}$ représente les résidus. Nous estimons l'équation (5) pour le cas où $i=1$ (il y a un seul individu qui anticipe l'évolution du taux de change nominal, en l'occurrence la Banque Centrale). Dans le cas où on aurait plusieurs individus, les coefficients de notre modèle peuvent être définis de la sorte : $\alpha_{i,h}$ et $\beta_{i,h}$ seront chacun la somme d'une constante, une moyenne commune λ_h et un terme qui varient d'un individu à un autre $\lambda_{i,h}$ (de moyenne zéro et variance constante). Le vecteur des coefficients s'écrit comme suit :

$$\Lambda_{i,h} = \begin{pmatrix} \alpha_{i,h} \\ \beta_{i,h} \end{pmatrix} \quad \text{où} \quad \Lambda_{i,h} = \lambda_h + \lambda_{i,h} \quad \text{avec} \quad E \lambda_{i,h} = 0 \quad \text{pour chaque } i$$

$$\text{et} \quad E \lambda_{i,h} \lambda'_{j,h} = \begin{cases} \Delta & \text{si } i = j \\ 0 & \text{si } i \neq j \end{cases}$$

Les résidus ont les propriétés suivantes :

$$u_{i,t,h} = e_{i,t,h} - \theta_1 e_{i,t-1,h} - \theta_2 e_{i,t-2,h}$$

$$e_{i,t,h} \rightarrow N(0, \sigma_{i,h}^2) \quad \text{pour chaque } t.$$

$$E e_{i,t,h} e_{i,t',h} = 0 \quad \text{si } t \neq t',$$

$$E u_{i,h} u'_{j,h} = \begin{cases} \sigma_{i,h}^2 \Theta_h & \text{si } i=j \\ 0 & \text{si } i \neq j \end{cases}$$

où $u_{i,h}$ est le vecteur des résidus dépendant de i et Θ_h est dérivé d'une moyenne mobile des résidus (MA2). L'hypothèse de normalité des erreurs est reproduite par la deuxième propriété. La troisième propriété nous indique le fait que les erreurs sont non corrélées (ou indépendantes): une erreur à l'instant t n'a pas d'influence sur les erreurs suivantes. La dernière propriété est liée au fait d'une juxtaposition due à la nature des données.

5.2.2 Les données

Les données sur le taux de change nominal du zloty polonais par rapport à l'euro et par rapport au dollar, ainsi que les données du taux de change nominal anticipé à l'horizon de 9 mois du zloty polonais par rapport à l'euro et par rapport au dollar proviennent des statistiques fournies par la Banque Centrale de la Pologne. Les données utilisées sont en fréquence mensuelle et elles couvrent la période 1993:01 - 2002:12.

5.3 Le modèle adaptatif

Dans cette section, nous présentons un modèle adaptatif lié aux anticipations du taux de change qui se fonde sur les travaux de Bénassy-Quéré, Larriveau et Macdonald (1999).

Le modèle adaptatif que l'on cherche à estimer est défini de la sorte :

$$S_{i,t,h}^a - S_{i,t-h,h}^a = (1 + f) (S_t - S_{i,t-h,h}^a), \quad 0 < (1 + f) < 1 \quad (1)$$

Dans ce modèle, les prévisionnistes essayent de découvrir le « vrai » niveau du taux de change en fondant leur évaluation sur les anticipations antérieures. L'équation (1) présente la forme générale du modèle adaptatif. Cette spécification peut être réécrite sous la forme suivante :

$$S_{i,t,h}^a - S_t = a_{i,h} + f_{i,h} (S_t - S_{i,t-h,h}^a) + c_h^1 t + c_h^2 \text{flot} + u_{i,t,h}, \quad 0 < (1 + f) < 1 \quad (2)$$

Puisque $(1 + f)$ est compris entre 0 et 1, il en résulte que f est négatif (entre -1 et 0). Il est à remarquer que l'écart entre les anticipations du taux de change en t ($S_{i,t,h}^a$) et le taux de change actuel (S_t) est définie en fonction de l'écart entre les réalisations ou le taux de change présent (S_t) et les anticipations antérieures ($S_{i,t-h,h}^a$). La règle dépend ainsi d'un seul paramètre f qui décrit la vitesse avec laquelle les anticipations réagissent aux conditions présentes. Afin d'exposer une forme plus générale du modèle adaptatif, considérons que : $S_{i,t,h}^a = p_{t+1}^e$, $S_{i,t-h,h}^a = p_t^e$ et $S_t^a = p_t$. Dans ce cas, l'équation (2) peut s'écrire de la manière suivante :

$$p_{t+1}^e - p_t = f(p_t - p_t^e), \quad 0 < (1 + f) < 1 \quad (3)$$

En développant l'équation (3) et en remplaçant $(1+f)$ avec α_t , le modèle adaptatif deviendra⁴ : $p_{t+1}^e = \alpha_t p_t + (1 - \alpha_t) p_t^e$, $0 \leq \alpha_t \leq 1$ (4)

Notons que l'équation (4) constitue une forme particulière du modèle :

$$p_{t+1}^e = \alpha_t p_{t+1-k} + (1 - \alpha_t) p_{t+1-k}^e, \quad 0 \leq \alpha_t \leq 1 \quad (5)$$

Le taux de change anticipé en $t+1$, apparaît comme une combinaison convexe du taux de change présent et du taux de change anticipé k périodes avant. De cette perspective, l'équation (4) considère le cas où $k=1$. La littérature dans la matière (par exemple, Guesnerie et Woodford, 2001) estime que le modèle (5) pourrait détecter des cycles d'ordre k . En effet, ils considèrent que, si un cycle $\bar{p}_1, \bar{p}_2, \dots, \bar{p}_k$ se répète une infinité de fois avant le temps t , les agents vont prévoir un nouveau cycle à partir du temps t^5 . Il s'agit en fait d'une hypothèse *ad hoc* présentant l'avantage de la simplicité.

⁴ Il est à remarquer que la position de α_t dans le modèle dépendra de la corrélation entre (p_t, p_t^e) . Dans notre cas, la corrélation $(p_t, p_t^e) \geq 1/2$. Dans le cas contraire (corrélation $(p_t, p_t^e) \leq 1/2$), le modèle (4) devient $p_{t+1}^e = (1 - \alpha_t) p_t + \alpha_t p_t^e$.

⁵ Par exemple, si les agents pensent que le processus déterminant les prix sur le marché des changes est un processus périodique, de période k , les prix seront conduits vers la même distribution chaque période k . Les agents essaient d'estimer séparément \bar{p}_1 (la moyenne de p_t lorsque $t = nk + 1$), \bar{p}_2 (la moyenne de p_t pour les périodes $t=nk+2$) etc., dans le cas où on réécrit l'équation (5) de la sorte : $p_{nk+1}^e = \alpha p_{(n-1)k+1} + \alpha (1 - \alpha) p_{(n-2)k+1}^e + \alpha (1 - \alpha)^2 p_{(n-3)k+1}^e + \dots, \quad l = 1, \dots, k$.

5.4 Résultats des estimations économétriques

Nous estimons maintenant le modèle adaptatif tel qu'il est exposé dans l'équation (2). Les estimations portent sur les taux de change du zloty polonais par rapport à l'euro et respectivement, du zloty par rapport au dollar. Le taux de change du zloty est exprimé à l'incertain ce que implique qu'une augmentation de celui-ci se traduit par une dépréciation de la monnaie nationale par rapport à l'euro ou par rapport au dollar.

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 5.5.1. Nous observons d'abord, que ces résultats apparaissent significatifs seulement dans le cas de la parité zloty/euro. En effet, comme l'on a précisé auparavant la valeur de f doit être négative. Dans le cas du taux de change du zloty par rapport à l'euro, f est négatif et significatif au seuil de 10%. Sa valeur, autour de -0.1, nous montre qu'une sous-évaluation du zloty de 10% conduit à une augmentation de sa valeur anticipée à 9%. Il est à noter que tous les autres coefficients (le coefficient de la variable muette « flottement » et les coefficients de la moyenne mobile des résidus) sont significatifs au seuil de 1%. Le pouvoir explicatif du modèle semble être significatif pour la parité euro/zloty (le R^2 est égal à 0.71). La statistique Durbin-Watson nous dévoile qu'il demeure toutefois, des problèmes d'autocorrélation des résidus (la statistique $DW = 1.696$) qui n'apparaissent pas pour la parité USD/zloty (la statistique $DW = 2.005$). Dans le cas de ce dernier, le pouvoir explicatif du modèle est très faible (le R^2 est égal à 0.022). La vitesse d'ajustement des anticipations du taux de change apparaît à son tour, non-significative. Ces différences au niveau de résultats peuvent être influencées à la fois, par l'horizon temporel pris en compte et par la maturité des anticipations considérée ($h = 9$ mois). Ajoutons que nous avons également estimé le cas où l'équation (2) inclut la tendance et la constante. Puisque les coefficients n'apparaissent pas significatifs dans les

estimations, nous ne rapportons pas ces résultats. Enfin, notons encore que nous ne disposons pas des données liées aux anticipations du taux de change à l'horizon de 3 mois ou 6 mois pour différentes parités afin de réaliser des comparaisons diverses dans la même lignée que Bénassy-Quéré, Larribeau et Macdonald (1999).

Tableau 5.5.1 : Modèle adaptatif⁶

	EURO / ZLOTY	USD / ZLOTY
	Horizon 9 mois	
Nombre d'observations	111	111
f	-0.0910*** (0.0520)	-0.0003 (0.0008)
$flot$	0.0171* (0.0053)	0.0002 (0.0002)
θ_1	0.8890* (0.0893)	0.1576 (0.0968)
θ_2	0.4878* (0.0879)	-0.0542 (0.0979)
R^2	0.711	0.022
\bar{R}^2	0.703	0.005
DW	1.696	2.005
Arch test(1)		
χ^2	7.339	0.774
Probabilité	0.000	0.439

⁶ Notes : les écart-types sont présentés entre parenthèses. La significativité des coefficients est : * représente le coefficient significatif au seuil de 1%, ** au seuil de 5% et *** au seuil de 10%.

5.5 Conclusion

Le thème lié aux anticipations du taux de change a donné lieu à une littérature théorique importante, mais les travaux au plan empirique restent peu explorés. Ce chapitre a cherché à souligner une possible nature du processus des anticipations liées au taux de change du zloty qui gouverne les anticipations des agents. Dans ce but, nous avons proposé un modèle empirique qui nous permet de tester la nature adaptative du processus des anticipations du taux de change du zloty par rapport à deux devises (l'euro et le dollar) sur la période 1993:01 - 2002:12. Les données que nous avons utilisées dans nos estimations concernent le taux de change nominal anticipé à l'horizon de 9 mois du zloty polonais par rapport à l'euro et par rapport au dollar et elles proviennent de la Banque Centrale de la Pologne. Les résultats de nos estimations mettent en évidence la nature adaptative des anticipations du taux de change seulement dans le cas de la parité zloty/euro. Il est cependant à noter que ces différences, au niveau de résultats, peuvent être liées à la fois, à la longueur de la période considérée et à la maturité des anticipations du taux de change ($h = 9$ mois).

Ce travail pourrait être prolongé à la fois sur le plan théorique et empirique. Au niveau théorique, il serait intéressant d'étudier les conditions sous lesquelles le modèle adaptatif considéré est stable. Par ailleurs, une étude en panel entre différentes parités et/ou horizons temporels nous semble constituer un autre axe de recherche intéressant à explorer dans le cas des PECO.

ANNEXES DU CHAPITRE 5

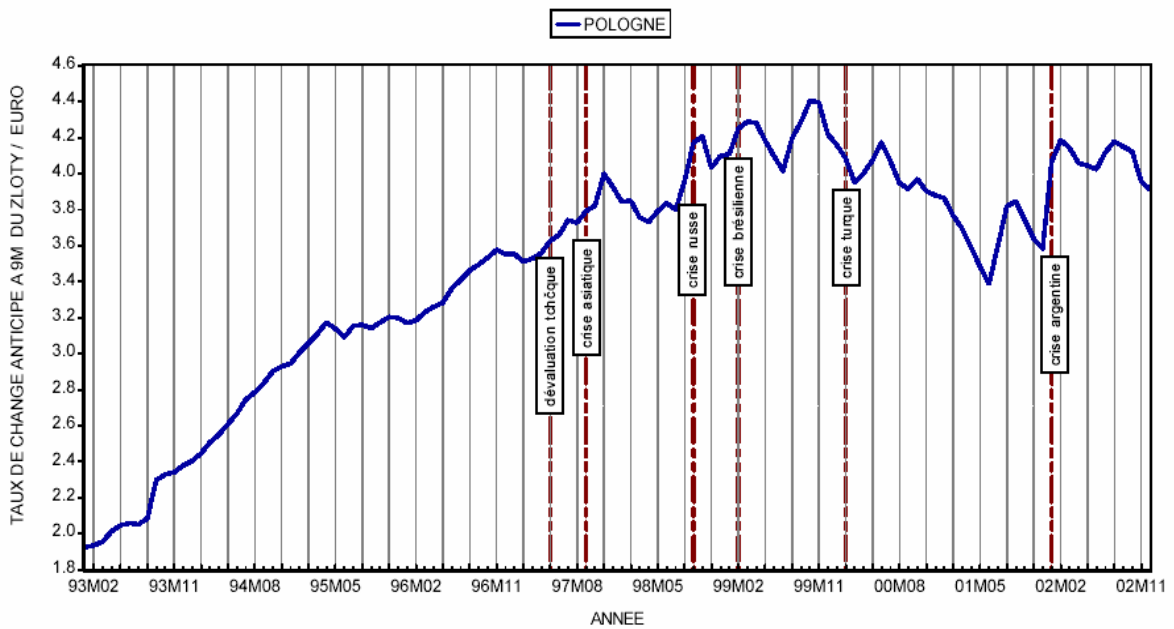
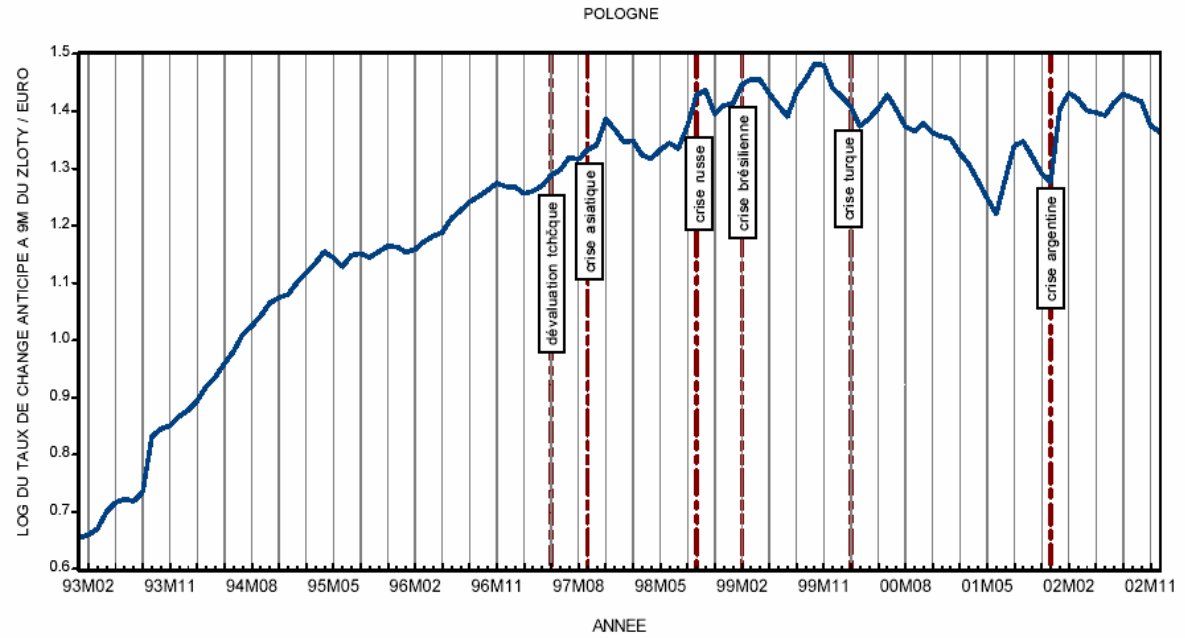
Annexe 5.1 : Quelques caractéristiques du régime de change à crémaillère de la Pologne

Tableau 5. 2 : Chronologie synthétique

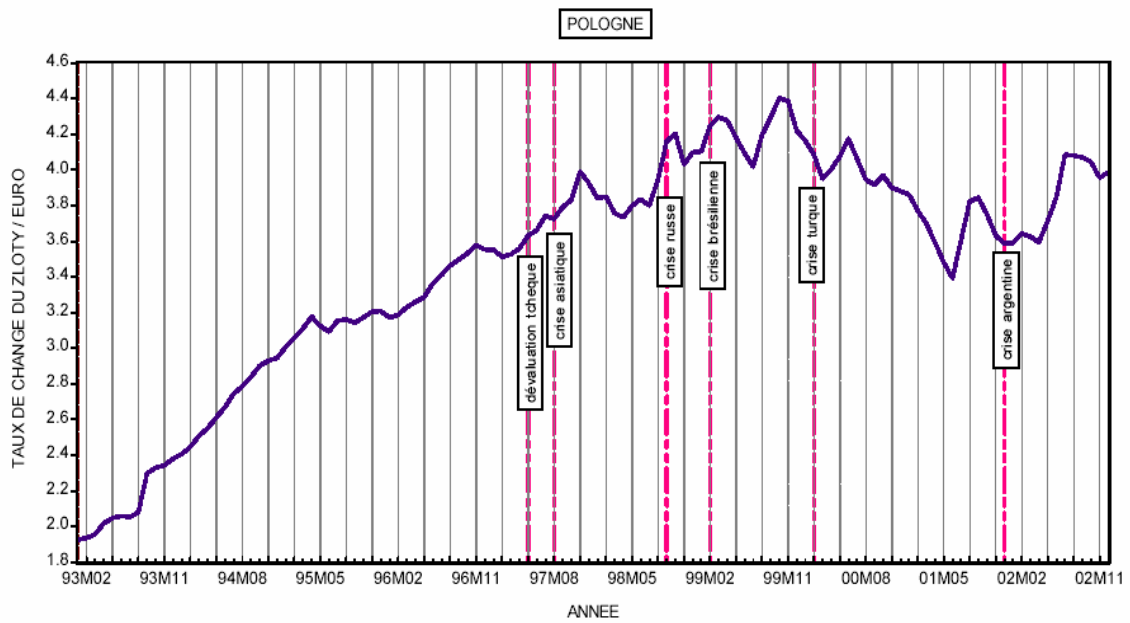
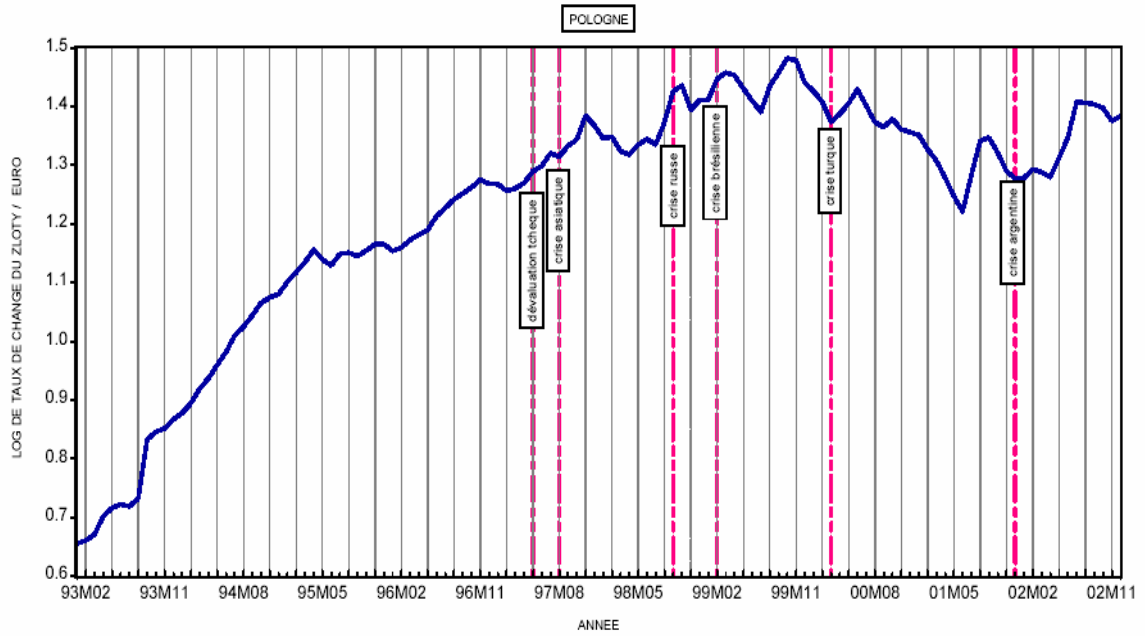
<i>Panier de devises le 01 janvier 1993 :</i>	USD(45%), DEM (35%), GBP (10%), FRF (5%), CHF (5%)
<i>Taux de dévaluation mensuelle est établi à :</i>	
27 août 1993	1,60%
13 septembre 1994	1,50%
30 novembre 1994	1,40%
16 février 1995	1,20%
08 janvier 1996	1,00%
26 février 1998	0,80%
17 juillet 1998	0,65%
10 septembre 1998	0,50%
25 mars 1999	0,30%
12 avril 2000	flottement libre
<i>Le 01 janvier 1995</i>	Le zloty est redéfini comme: 1 zloty nouveau = 10000 anciens zloty.
<i>Nouveau panier de devises le 01 janvier 1999 :</i>	EUR (55%), USD (45%)

Source : Banque Centrale de la Pologne, Direction du taux de change (2006).

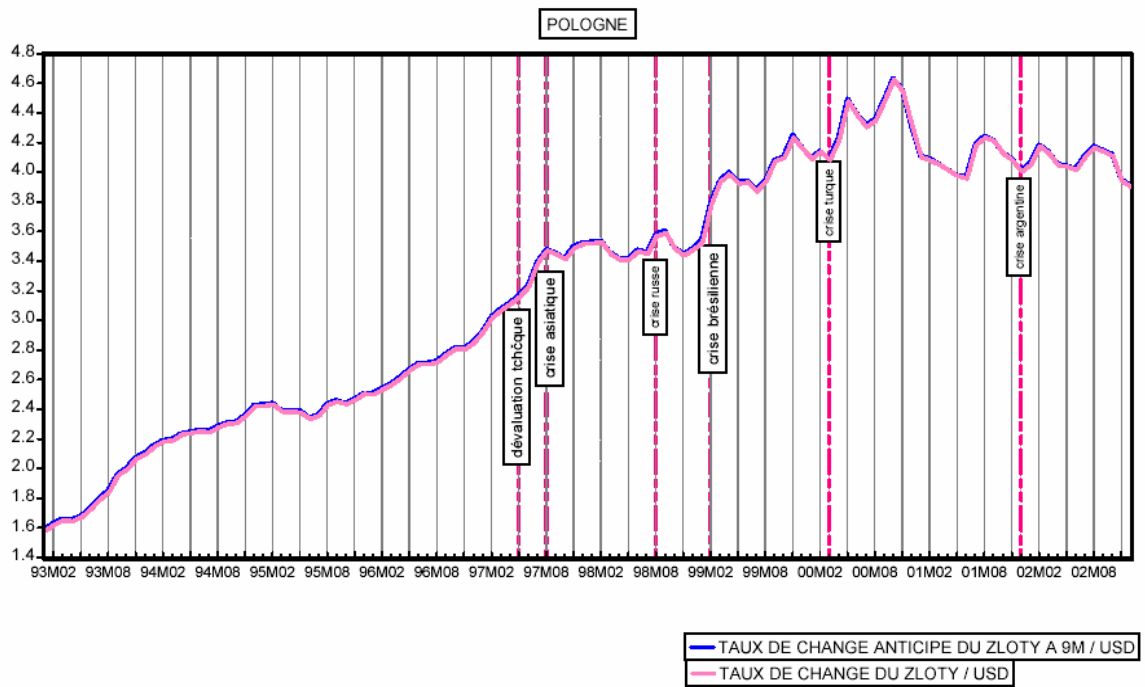
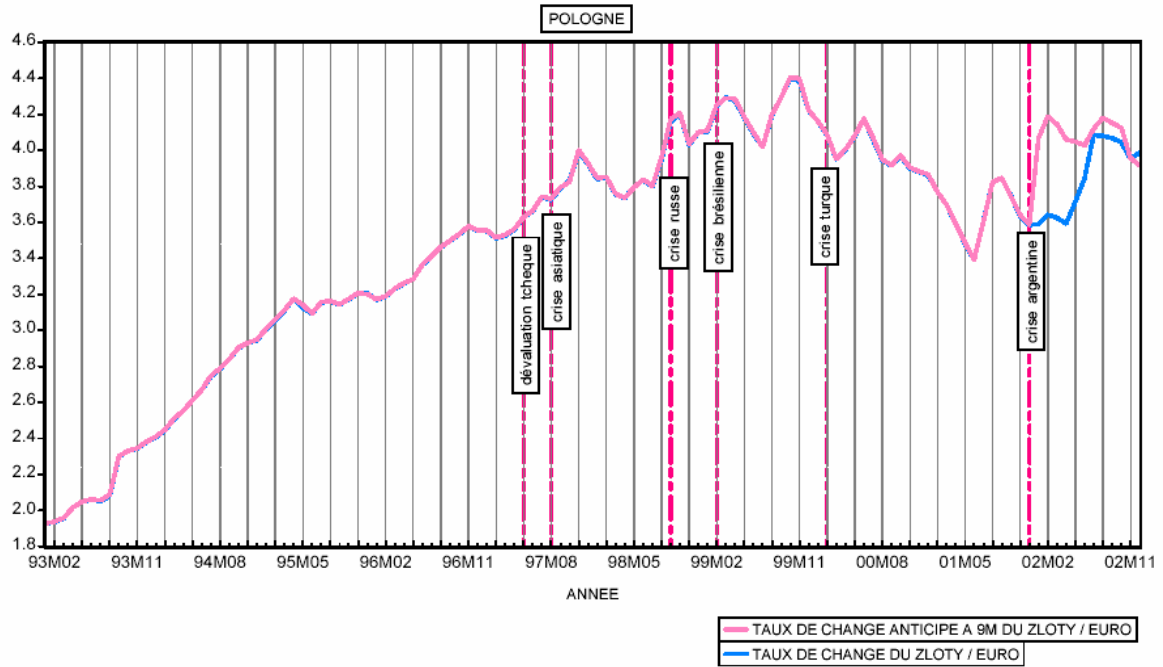
Graphique 1. Taux de change anticipé du zloty polonais par rapport à l'euro à l'horizon de 9 mois



Graphique 2. Taux de change du zloty polonais par rapport à l'euro



Graphique 3 : Taux de change du zloty polonais par rapport à l'euro et au dollar



Annexes mathématiques

Nous exposons dans la suite quelques notions mathématiques utiles dans la compréhension du modèle adaptatif que l'on a cherché à estimer dans les sections précédentes. Rappelons d'abord, la règle qui définit notre modèle : $p_t = \varphi(p_{t+1}^e)$. Cette règle implique le fait que le niveau du taux de change présent, p_t , dépend du niveau du taux de change anticipé en $t+1$. Nous présentons maintenant quelques définitions classiques que nous retrouvons dans la littérature sur la dynamique du taux de change :

- ◆ “A perfect foresight equilibrium” (un équilibre parfait) consiste dans une séquence $\{p_t\}$ tel que : $p_t = \varphi(p_{t+1}^e)$.
- ◆ “A steady - state equilibrium” (un équilibre stable) est associé avec \bar{p} tel qu'on ait : $\bar{p} = \varphi(\bar{p})$.
- ◆ “A periodic equilibrium” (un équilibre périodique) d'ordre k implique le fait qu'on ait $\bar{p}_1, \bar{p}_2, \bar{p}_3, \dots, \bar{p}_k$ tel que: $\bar{p}_1 = \varphi(\bar{p}_2), \dots, \bar{p}_{k-1} = \varphi(\bar{p}_k), \bar{p}_k = \varphi(\bar{p}_1)$
- ◆ De manière équivalente, si on considère φ^k , alors : $p_1 = \varphi^k(p_m)$ où $m = 1, \dots, k$.

Un aspect important dans l'étude de l'équilibre stationnaire (c'est-à-dire, de l'équilibre steady-state et de l'équilibre périodique) est d'établir lorsque l'équilibre est déterminé ou indéterminé. On affirme qu'un équilibre stationnaire est déterminé lorsque la première propriété présentée précédemment n'est pas vérifiée (autrement dit, lorsqu'il n'y a pas “a perfect foresight equilibrium”). Plus précisément, “a steady-state” \bar{p} est déterminé si $|\varphi'| < 1$ où φ' est la dérivée de φ correspondant à \bar{p} .

L'équilibre périodique $(\bar{p}_1, \dots, \bar{p}_k)$ est déterminé si $|\varphi_1' \times \varphi_2' \times \dots \times \varphi_k'| < 1$. Notons aussi que $\varphi_1', \varphi_2', \dots, \varphi_k'$ sont les dérivées de φ correspondant à $\bar{p}_1, \bar{p}_2, \dots, \bar{p}_k$.

CONCLUSION GENERALE

Cette thèse avait pour objectif de contribuer à une meilleure compréhension du processus d'intégration monétaire dans le cas des PECO ayant récemment joint l'Union Européenne. A cet effet, nous avons cherché à confronter les approches théoriques aux implications des modèles économétriques (AR, VAR..) pour sélectionner les modèles et les hypothèses les plus aptes à fournir une évaluation empirique de l'impact de différents chocs sur l'environnement macroéconomiques des PECO appartenant ou non au nouveau mécanisme de taux de change. Ce choix nous a permis d'aborder la nature et le rôle de l'incertitude dans l'évaluation des fluctuations, la similarité des mécanismes de transmission de la politique monétaire, l'impact de l'effet de contagion sur la crédibilité des monnaies dans les pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO) et une possible nature du processus des anticipations du taux de change à l'aide de l'exemple de la Pologne.

Nous avons débuté notre travail de recherche par étudier la synchronisation des cycles économiques des huit PECO avec la zone euro. Notre contribution principale du point de vue méthodologique réside dans l'étude de la convergence des cycles économiques à l'aide de l'analyse des comouvements. Plusieurs résultats intéressants se dégagent

lors de ce type d'étude où nous supposons au préalable que la politique monétaire agit principalement sur les cycles. Un examen par groupe de pays compte tenu de leurs régimes de change nous révèle que les comouvements de prix des pays étudiés avec la zone euro sont plus élevés que ceux de production. Cette distinction fait apparaître que les pays ayant des régimes de change fixes (Estonie) sont caractérisés par des comouvements de prix très élevés avec la zone euro. Ils viennent ensuite les régimes de change intermédiaire (régime à crémaillère de la Hongrie) et ultérieurement, les régimes de change flexible (Pologne, République Tchèque, Slovaquie). Il convient toutefois, de noter une exception à cet égard : il s'agit du régime de change flexible de la Slovénie, ce pays n'ayant pas eu un changement de régimes de change comme dans les autres pays dotés de changes flottants. Les comouvements de la Slovénie sont élevés et proches de celles des membres de la zone euro. Un autre résultat essentiel est que les comouvements de production sont moins soutenus que les précédents et pareillement proches de ceux des anciens membres de l'UE. Nous constatons ainsi que les régimes de changes fixes et flexibles sont caractérisés par des comouvements de production moins élevés avec la zone euro (hormis la Slovénie). Nous montrons également que les conditions de convergence de prix et de production des PECO avec la zone euro sont vérifiées.

Après avoir cherché à analyser le degré d'asymétrie des chocs à l'aide des modèles AR (le cas vectoriel autorégressif ayant étudié par Babetski, 2004), nous avons tenté d'évaluer l'impact des chocs monétaires sur l'environnement macroéconomique des PECO dans le chapitre 2 et le chapitre 3 de la thèse. En s'appuyant comme la plupart des études empiriques dans la matière sur une modélisation vectorielle autorégressive

(VAR), ces recherches font ressortir un certain nombre de résultats déjà mis en évidence dans la littérature. Le chapitre 2 fournit plusieurs jeux d'applications économétriques ayant pour but de tester l'importance relative des canaux de politique monétaire dans le cas des PECO. La méthodologie adoptée se distingue toutefois, sur deux niveaux : d'une part, elle ne repose pas sur l'hypothèse de cointégration dont la fragilité s'avère persistante et d'autre part, elle s'appuie sur des estimations réalisées sur les sous-périodes distinguant des régimes monétaires homogènes. Quelques constats intéressants sont mis en lumière : la hétérogénéité persistante des mécanismes de transmission de la politique monétaire parmi les nouveaux entrants, la faiblesse du canal de taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire pour la plupart des pays de l'échantillon (résultat répandu dans la littérature) ainsi que la réactivité particulièrement prépondérante du canal du taux de change.

Dans le chapitre 3, nous nous sommes attachés à fournir une étude des mécanismes de transmission de la politique monétaire à partir d'un autre modèle VAR, uniquement pour les PECO où le canal du taux d'intérêt a du mal à s'imposer comme un véritable canal direct. Plus précisément, nous avons testé notamment l'importance relative du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire dans le cas de la Hongrie, de la Pologne, de la République Tchèque et la Slovaquie. Les différents modèles empiriques proposés à partir de l'étude de Peersman et Smets (2003), n'ont pas abouti à résoudre dans tous les cas de figure, les problèmes de *price puzzles*, en confirmant encore une fois, en accord avec d'autres recherches empiriques sur le sujet, la faiblesse du canal du taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire pour les nouveaux entrants. Nous avons également montré que le canal du taux

d'intérêt semble être plus puissant que celui du taux de change pour la Hongrie ce que l'on n'a pas observé dans le modèle VAR présenté dans le chapitre précédent.

Dans le chapitre 4, nous avons tenté de quantifier l'impact de l'effet de contagion sur la crédibilité des monnaies nationales de quatre PECO. Après avoir fait un bref tour d'horizon de la littérature sur le phénomène de contagion, nous avons construit un modèle s'inspirant des travaux de Rose et Svensson (1993), et nous avons précisé la manière dans laquelle la crédibilité de chaque monnaie considérée est expliquée. Nous avons ainsi estimé une équation où la crédibilité des monnaies, mesurée par un taux de dépréciation anticipée, est expliquée par différents fondamentaux macroéconomiques auxquels nous avons ajouté une variable dummy « contagion ». Celle-ci renvoyait à une définition générale de ce phénomène : tout canal transmettant un choc d'un pays à un autre ou un choc commun à une région. Les résultats obtenus ont mis en évidence d'abord, que les anticipations de dévaluation sont faiblement liées aux déterminants macroéconomiques et dépendent de la monnaie considérée. Parmi les variables économiques proposées, seul le différentiel de l'inflation par rapport à l'Allemagne est apparu significatif généralement au seuil de 1%, ce qui s'inscrit dans la lignée des résultats obtenus par Rose et Svensson (1993) pour quelques pays européens (le Danemark, la Belgique, la France, les Pays Bas, l'Italie et l'Irlande) sur la période : 1979 - 1992. Nous avons également souligné que l'effet de contagion est un facteur essentiel dans la détermination du taux de change. De façon générale, nous notons qu'il est toujours difficile de déterminer précisément si l'évolution du taux de dépréciation anticipée reste seulement le résultat de l'aboutissement d'une certaine forme de contagion internationale. Finalement, nous avons signalé que la crise russe a

eu relativement plus d'impact sur les économies étudiées par rapport aux autres crises monétaires analysées ce qui semble confirmer sa nature régionale. Une piste de recherche intéressante consisterait à progresser dans la voie d'une évaluation de ce phénomène à l'aide d'un modèle d'économétrie temporelle du type GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model). Une prise en compte de ces interactions dans un tel modèle, permettrait d'affiner utilement les résultats effectués sur cette base.

Finalement, le chapitre 5 s'était donné pour objectif d'étudier une possible nature du processus des anticipations liées au taux de change du zloty, qui gouverne les anticipations des agents. Dans ce but, nous avons proposé à partir de l'étude de Bénassy-Quéré, Larribeau et Macdonald (1999), un modèle empirique qui nous a permis de tester la nature adaptative du processus des anticipations du taux de change du zloty par rapport à deux devises (l'euro et le dollar) sur la période 1993 - 2002. Les données que nous avons utilisées dans nos estimations concernent le taux de change nominal anticipé à l'horizon de 9 mois du zloty polonais par rapport à l'euro et par rapport au dollar et proviennent de la Banque Centrale de la Pologne. Les résultats de nos estimations ont mis ainsi en évidence la nature adaptative des anticipations du taux de change seulement dans le cas de la parité zloty/euro. Il convient cependant de souligner que ces différences, au niveau de résultats, peuvent être liées à la fois, à la longueur de la période considérée et à la maturité des anticipations du taux de change.

Ce travail pourrait être prolongé à la fois sur le plan théorique et empirique. Au niveau théorique, il serait intéressant d'étudier les conditions sous lesquelles le modèle adaptif considéré est stable. Par ailleurs, une étude en panel entre différentes parités et/ou

horizons temporels nous semble constituer un autre axe de recherche intéressant à explorer dans le cas des PECO.

Il convient toutefois de remarquer qu'un problème assez sérieux auquel nous avons été confronté toute au long de cette recherche, demeure la manque des données macroéconomiques sur une période plus longue ce qui aurait permis l'utilisation des techniques ou modèles économétriques plus avancées.

En tout état de cause, les analyses empiriques menées dans ce travail de recherche ont (nous l'espérons) participées à une meilleure compréhension du processus d'intégration monétaire dans le cas des PECO ayant récemment joint l'Union Européenne

Bibliographie

- AGHION P., P. BACCHETTA ET A. BANERJEE (2000), "Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints", *European economic review*, 45 : 1121-1150.
- AGUIAR M., GOPINATH G. (2004), "Emerging Market Business Cycles : the Cycles is the trend", Working Paper No. 10734.
- ALLAIS M. (2001), "Fondements de la dynamique monétaire", Ed. Clément Juglar, Editions juridiques et économiques, pp. 263-343 et 785-1200.
- ALESINA, A., BARRO, R. (2002), "Currency unions", *Quarterly Journal of Economics*, May, 409 -36.
- ALESINA, A., BARRO, R., TENREYRO S. (2002), "Optimal currency areas", *NBER Working Paper*, June.
- ALESINA, A., SPOLAORE, E., WACZIARG, R. (2000), "Economic Integration and Political Disintegration", *American Economic Review*, Decembre, 1276-96.
- ALESINA, A., L. SUMMERS (1993), "Central Bank Independence and Macroeconomic Performance", *Journal of Money, Credit and Banking*, May.
- AMATO, J. D., GERLACH S. (2001), "Modelling the transmission mechanism of monetary policy in emerging market countries using prior information", *BIS Papers* 18: 264-272.
- ANDREFF W. (1998), "Nominal and Real convergence – At what speed", dans J. van Braband, ed., *The European Union, the transition Economics, and the Remaking of Europe*, Boulder (Col.), Rowman and Littlefield.
- APOTEKER T. (2000), "Hongrie, Pologne, République Tchèque où sont les principales fragilités bancaires systémiques?".
- ARTIS M., ZHANG W. (1995), "International Business Cycles and the ERM : Is there a European Business Cycle?", *CEPR Discussion Paper*, n° 1191, August.

- AVENDANO R., DE MELLO L. (2005), "The monetary transmission mechanism in Latin America : evidence from VAR et FAVAR analyses", Economics Department, OECD, draft.
- ARTUS P. (1983), "Les exportations : approche par les déséquilibre, Document de travail, INSEE n° 8302, février, p. 48.
- BABETSKII, I., BOONE, L., MAUREL M. (2002), " Exchange Rate Regimes and Supply Shocks Asymmetry: the case of the Accession Countries", CEPR Discussion Paper, DP3408, June.
- BACKUS K. D., PATRICK J., KEHOE, KYDLAND FINN E. (2001), "International Business Cycles : Theory and Evidence", in *Advanced Textbooks in Economics*, Eds C.J. Bliss and M.D. Intriligator.
- BAIG T., GOLDFAJN I. (2000), "The Russian Default and the Contagion to Brazil", IMF Working Paper No. 160.
- BALASSA B. (1961) , " The Theory of Economic Integration", Paris, George Allen & Unwin.
- BALASSA B. (1975) , " European Economic Integration", Amsterdam, North Holland.
- BARKOULAS, J., BAUM C. (1997), "A Re-examination of the fragility of Evidence from Cointegration-Based Tests on Foreign Exchange Market Efficiency", *Applied Financial Economics* 7(6), 635-43.
- BARRO, R. J., GORDON D.B. (1983), "Rules, Discretion, and Reputation in a Model of Monetary", *Journal of Monetary Economics*, July, 101-121.
- BARRO, R., TENREYRO S. (2000), "Closed and Open Economy Models of Business Cycles with Marked-Up and Sticky Prices", NBER Working Paper No. 8043, December.
- BARTHE M. – A. (2003), "Economie de l'Union Européenne", Economica.
- BAYOUMI T. (1994), "A formal model of Optimum Currency Areas", IMF Staff Papers 41, pp. 537-554.
- BAYOUMI T., EICHENGREEN B. (1993), "Is there a Conflict between EC Enlargement and European Monetary Unification?", *Greek Economic Review* 15: 1.

- BAYOUMI T., EICHENGREEN B. (1996), "Operationalizing the Theory of Optimum Currency Areas", CEPR Discussion Paper, n° 1484.
- BAYOUMI T., EICHENGREEN B. (1997), "Ever closer to Heaven? An Optimum Currency Area Index for European Countries", *European Economic Review*, (41) 3-5, pp.761-770.
- BAYOUMI, T., EICHENGREEN B. (1993), "Shocking Aspects of European Monetary Unification", In F. Torres and F.Giavazzi, eds. *Growth and Adjustment in the European Monetary Union*. Cambridge: Cambridge University Press. et NBER Working Paper, WP/No. 3949.
- BEINE, M. (1999), "L'Union Economique et Monétaire Européenne à la lumière de la Théorie des Zones Monétaires Optimales : une revue de la littérature", *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 162, pp. 149-202.
- BEINE, M. (2002), "L'Union Monétaire Européenne : les Enseignements de l'Approche des Zones Monétaires Optimales" dans E. Farvaque et G. Lagadec (ed.), *Intégration économique européenne*, Editions De Boeck, Bruxelles.
- BEKAERT G., HARVEY C. R., NG A. (2003), "Market integration and contagion", NBER Working Paper N° 9510.
- BEN ABDALLAH M., MATEI I. (2004), "Crise et contagion : cas des pays de l'Europe de l'Est", *Cahiers blancs de la MSE*, #2005.44.
- BENASSY – QUERE A. (2002), "L'euro et le système international", en Farvaque E. et Lagadec G., Ed. De Boeck Université, pp. 227 – 246.
- BENASSY-QUERE A., LARRIBEAU S., MACDONALD R. (1999), "Models of Exchange Rate Expectations : Heterogeneous Evidence from Panel Data", CEPII, document de travail, n° 99-03.
- BENASSY-QUERE A., LAHRECHE-REVIL A. (1998), "Pegging the CEEC's Currencies to the euro", CEPII Working Paper, n° 98 – 04.
- BENASSY-QUERE A., LAHRECHE-REVIL A. (2001), "L'Elargissement de Zone Euro", en *L'économie mondiale 2002*. Paris: La Découverte.
- BERNANKE B. S., BOIVIN J., ELIASZ P. (2004), "Measuring the effects of monetary policy : a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach", NBER Working Paper Series, WP/10220.

- BERNANKE B. S., MIHOV I. (1998), "The liquidity effect and long-run neutrality", NBER Working Paper No. 6608.
- BERTOLA, G., CABALLERO R. J. (1990b), "Target Zones and Realignment", C.E.P.R. Discussion Paper #398.
- BERTOLA, G., SVENSSON Lars E. O. (1993), C.E.P.R. Discussion Paper #214.
- BIGNON V. , COMPAIN C. (2001), "Les développements récents des modèles de prospection monétaire"; Revue d'économie politique, n° 3, mai-juin, 2001, p. 333-502, Ed. Dalloz.
- BILSON, J. (1979), "The Vicious Circle Hypothesis", IMF Staff Papers 26, March : 1/37.
- BLANCHARD O.J., QUAH D. (1989), "The Dynamic Effects of Agregate Demand and Supply Disturbances", American Economic Review, September, p. 655-673.
- BLANCHARD O.J. and FICHER S. (1996), "Some Useful Models", in Lectures on Macroeconomics, The MIT Press, pp.505-566.
- BOONE L. (1997), "Symmetry and asymmetry of Supply and demand Shocks in the European Union: a Dynamic Analysis", Working Paper 9703, CEPII.
- BOONE L., MAUREL M. (1998), "Economic Convergence of the CEECs with EU", CEPR Discussion Paper, n° 2018, London.
- BOONE L., MAUREL M. (1999), « L'ancrage de l'Europe Centrale et Orientale à l'Union Européenne », *Revue Economique*, vol. 50, N° 6, novembre 1999, p. 1123 – 1137.
- BORGHIJS A., KUIJS L. (2004), "Exchange Rates in Central Europe : A Blessing or a Curse?", IMF Working Paper, WP/04/2.
- BOTEL, C. (2002), "Monetary Policy, Exchange Rate and the Transmission Mechanism in Romania: a Structural VAR Approach", *mimeo*.
- BOURBONNAIS D. (2000), "Econométrie ", Ed. Dunod.
- BRODA, C. (2001), "Terms of trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries", American Economic Review, May.
- BURKART O., COUDERT V. (2000), "Leading Indicators of currency crises in emerging economies", *mimeo*.

- CALVO G. A. (2005), "Crises in emerging market economies : a global perspective", NBER Working Paper No. 11305.
- CALVO G., LEIDERMAN L., REINHART C. (1993), "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors", IMF Staff Papers 1, vol 40, 108- 151.
- CALVO, G., REINHART C. (2002), "Fear of Floating", *Quartely Journal of Economics*, forthcoming.
- CALVO, G.A. (1998), "Capital Flows and Capital Market Crises : The Simple Economics of Sudden Stops", *Journal of Applied Economics*, CEMA, Argentine, Vol. 1, No. 1, novembre 1998, p. 35-54.
- CAMDESSUS M. (1998), "Crise régionale ou crise de système?", *Sociétal* 23, p.15-19, décembre.
- CARAMAZZA, F. (1993), "French-German Interest Rate Differentials and Time-Varying Realignment Risk", IMF WP 93/1.
- CARTAPANIS A., DROPSY V., MAMETZ S.(1998), "Crises de change et indicateurs de vulnérabilité ", *Economie Internationale*, N° 76.
- CASTELNUOVO, E., SURICO P. (2005), "The Price Puzzle and Indeterminacy", *mimeo*, University of Padua.
- CEPII (1997) : *CHELEM, Comptes Harmonisés sur les Echanges et l'Economie Mondiale*, les nomenclatures détaillées et les indicateurs, manuel de présentation, juillet.
- CEPII (1998), "Compétitivité des Nations", Paris, Economica.
- CHRISTIANO L., EICHENBAUM M., EVANS C. (1999), "Monetary policy Shocks : What have we Learned and to what End?", In J. Taylor et M. Woodford, eds. *Handbook of Macroeconomics*, North Holland.
- CHRISTOFFERSEN, P., SLOK T., WESCOTT R. (2001), "Is Inflation Targeting Feasible in Poland?", *Economics of Transition* 9(1), 153-174.
- CLARIDA R. H. (2001), "The Empirics of Monetary Policy Rules in Open Economies", NBER Working Paper Series, WP/8603.
- CLARIDA, R., J. GALI, M. GERTLER (1998), " Monetary policy rules and macroeconomic stability : evidence and some theory", Working Paper No. 6442.

- CLARIDA, R., J. GALI, M. GERTLER (1999), "The science of monetary policy : a new keynesian perspective", Working Paper No. 7147.
- CLARIDA, R., J. GALI, M. GERTLER (2001), "Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated Approach", *American Economic Review* 91(2), 248-252.
- CLAUSEN, V., HAYO B. (2003), "Asymmetric Monetary Policy Effects in EMU, ZEI (Center for European Integration Studies), Working Paper No. 4.
- CLEMENTS, B., Z.G. KONTOLEMIS, LEVY J. (2001), "Monetary Policy under EMU: Differences in the Transmission Mechanism", IMF Working Paper # 01-102.
- Commission Européenne (1997) : Trade patterns inside the Single Market, The Single Market Review, IV, (2), Rapport CEPII, Kogan Page.
- CORICELLI F., JAZBEC B., MASTEN I. (2003), "Exchange Rate Pass-Through in Candidate Countries", CEPR Discussion Paper n° 3894.
- CORICELLI, F., JAZBEC B. (2004), "Real Exchange rate Dynamics in Transition Economies", *Structural Change and Economic Dynamics* 15(1), 83-100.
- CREEL, J., LEVASSEUR S. (2005), "Monetary Policy Transmission Mechanisms in the CEECs: How Important are the Differences with the Euro Area?", document de travail #2005-02, OFCE.
- D'AUTUME A. (1985), "Monnaie, croissance et déséquilibre", Ed. Economica, p.9 - 99.
- DARVAS Z. (2001), "Exchange Rate Pass-Through and Real Exchange Rate in EU Candidate Countries", Deutsche Bundesbank Discussion Paper n°10.
- DE GRAWVE, P. (1997), "The Economics of Monetary Integration", Oxford University Press.
- DORNBUSH R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy* 84 (December) : 1161-76.
- DORNBUSH R. (1980), "Exchange Rate Rules and Macroeconomic Stability", NBER Working Paper, No. 473.
- DRAZEN A. (1999), "Political Contagion in Currency Crises" NBER, Working Paper No. 7211, Juillet.

-
- EDUARDS S. (1953), "Real exchange rate, Devaluation and Adjustement", *Exchange Rate Policy in Developing Countries*, The MIT Press, 1953.
- EDUARDS S., SAVASTANO M. (1999), "Exchange Rates in Emerging Economics: What do we know? What do we need to know?", NBER Working Paper 7228, Juillet.
- EDWARDS S. (1999), "On Crisis Prevention: Lessons from Mexico and East Asia", NBER, Working Paper 7233, Juillet.
- EHRMANN M. (2000) "Comparing Monetary Policy Transmission across European Countries, *Weltwirtschaftliches Archiv*", 136(1): 58-83.
- EICHENBAUM, M. (1992), "Comments on Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", by C.A. Sims, *European Economic Review* 36(5), 1001-1011.
- EICHENGREEN B., ROSE A., WYPLOSZ C. (1996), "Contagious Currency Crisis", *Scandinavian Economic Review* 98, vol. 4, pp. 463-484.
- EICHENGREEN B., WYPLOSZ C. (1993), "The Unstable EMS" forthcoming *Brookings Papers on Economic Activity*.
- EICHENGREEN, B., IRWIN D. (1995), "Trade Blocs, Currency Blocs and the Disintegration of World Trade in the 1930s", *Journal of International Economics*, February, 1995.
- ELBOURNE A., de HAAN J. (2005), "Financial Structure and Monetary Policy Transmission in Transition Countries", *mimeo*, University of Gronigen, Department of Economics.
- ELBOURNE A., J. de HAAN, KIVIET B. (2004), "Financial Structure and Monetary Policy Transmission in Transition Countries", *mimeo* University of Gronigen, Department of Economics.
- European Commission, (1990), "One Market, One Money", *European Economy*, No. 44, October.
- Eurostat (1999), *Handbook of Quarterly National Accounts*, Luxembourg.
- FARVAQUE E. – LAGADEC G. (2004), "Intégration économique européenne", *Problèmes et analyses*, préface de Pierre Morin, Ed. DE Boeck Université.
- FATAS A. (1997), "EMU : Countries or Regions", *European Economic Review*, 41 (3 -5), p. 743 – 751.

- FERNANDEZ - VILLAVERDE J., RUBIO – RAMIREZ J., SARGENT Th. J. (2005), “A, B, C’s (and D)’s for Understanding VARs“, Technical Working Paper Series, WP/308.
- FLANDREAU, M., MAUREL M. (2001), “Monetary Union, Trade Integration and Business Cycles in 19th Century Europe: Just do it “ , CEPR Discussion Paper No. 3087.
- FLOOD R.A., ROSE A. K. (1992), “Fixing Exchange Rates : A Virtual Quest for fundamentals” IIES Seminar Paper 529.
- FLOOD R., MUSSA M. (1994), “Issues Concerning Nominal Anchors for Monetary Policy”, NBER Working Paper, No. 4850.
- Fond Monétaire International (2004), IFS CD-ROM, édition 2004.
- FONTAGNE L. (1998a), “Spécialisation des échanges commerciaux européens et ajustement aux chocs en Union monétaire“, Paris, rapport pour la direction de la prévision, février 12.
- FONTAGNE L., FREUDENBERG M. (1999), “Endogenous Symmetry of Shocks in a Monetary Union“, *Open Economics Review*, 10: pp.263-287.
- FORBES K., RIGOBON R. (2000), ”Contagion in Latin America: Definition, Measurement and Policy Implication”, IMF/World Bank/ADB Conference: International Financial Contagion: How it Spreads and How it Can Be Stopped, held in Washington, DC on February 3-4.
- FRANKEL J., ROSE A. (1996), ”Currency Crashes in Emerging Markets : An Empirical Treatment”, *Journal of International Economics* 3, vol. 41, pp. 351-366.
- FRANKEL, J., ROSE, A. (1998), “The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria“, *Economic Journal*, July, 1009 – 25.
- FRANKEL, J., STEIN E., WEI S.-J. (1997), “Regional trading blocs in the World Economic System, Washington D.C., Institute for International Economics, xv – 364.
- FRENKEL M. and C. NICKEL (2002), “How symmetric are the shock Adjustment Dynamics Between the Euro Area and the Central and Eastern European Countries?”, IMF Working Paper 02/222.
- FRENKEL M., KARMANN A., SCHOLTENS (2004), “Sovereign risk and financial crises”, Springer Editors, pp.126-190.

-
- FRENKEL M., Nickel C., SCHMIDT G. (1999), "Some Shocking Aspects of EMU Enlargement", Deutsch Bank Research Note 99-04.
- FRENKEL, M., NICKEL, C., SCHMIDT, G. (2002), "How Symmetric Are the Shocks and the Shocks Adjustment Dynamics between Euro Area and Central and Eastern European Countries?", IMF WP, 02/222.
- GALI, J. (2002), "New Perspectives on Monetary policy, Inflation and the Bussiness Cycle", Working Paper No. 8767.
- GALI, J., MONNACELLI T. (2002), "Monetary policy and exchange rate volatility in small open economy", Working Paper No. 8905.
- GANEV, G., MOLNAR K., RYBINSKI K., WOZNIAK P. (2002), "Transmission Mechanism of Monetary Policy in Central and Eastern Europe", Center for Social and Economic research, Case Report #52.
- GERLACH S., SMETS F. (1995), "Contagious Speculative Attacks", European Journal of Political Economy, no. 11., p. 45-63.
- GHOSH, A., WOLF H. (1994), "How Many Monies? A Generic Approach to Finding Optimal Currency Areas", NBER Working paper no. 4805.
- GLICK R., ROSE A. (1998), "Contagion and Trade : Why are Currency Crisis Regional ?", NBER Working Paper, No. 6806.
- GOLDFAJN I., VALDES R.O. (1997), "Capital Flows and the Twin Crises : The Role of Liquidity". IMF Working Paper. WP/97/87.
- GROS D., LANE T. (1994), "Symmetry versus Asymmetry in a Fixed Exchange Rate System", Kredit und Kapital, 1, p. 43-66.
- GROS, D., THYGESEN, N. (1999), "European Monetary Integration", 2nd edition, Longman.
- GUESNERIE R., WOODFORD M. (2001), "Stability of Cycles with Adaptative Learning Rules", dans Assessing Rational Expectations, Sunspot Multiplicity and Economic Fluctuations, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.
- GUISSO L., all. (2002), "Will a common European Monetary Policy have asymmetric effects?", Banca d'Italia, in Temi di discussione del Servizio Studi, No. 384.

- HAMILTON C., WINTERS A. (1992), "Opening up International trade with Eastern Europe", *Economic Policy*, 14, p. 77-104 ; 111-116.
- HANSON, D. (2004), "The *Price Puzzle* Reconsidered", *Journal of Monetary Economics* 51(7), 1385-1413.
- HENDRY, D.F. (1995), "Dynamic Econometrics", Oxford: Oxford University Press.
- HENDRY, D.F. , JUSELIUS K. (2000), Explaining Cointegration Analysis : Part I. *Energy Journal* 21, 1-42.
- HENIN P-Y. (1997), "Schumpeter et la croissance économique (Schumpeter and Economic Growth)", Les cahiers français, n° 280, Découverte de l'économie, p. 45-46.
- HERICOURT J., MATEI I. (2005), "Transmission de la politique monétaire dans les PECO : que savons-nous vraiment ? ", *mimeo*, Université Paris 1 (Panthéon – Sorbonne), TEAM.
- HERSCHEL M.-L. (2004), "L'Europe élargie : enjeux économiques", Ed. Presses de Sciences PO.
- HORSKA, H. (2001), "Inflation Targeting in Poland – A Comparison with the Czech Republic", *mimeo*, University of Prague.
- HORVARTH (2000), "Supply and Demand Shocks in Europe: Large-4EU members, Visegrad-5 and Baltci-3 countries", unpublished.
- HORVATH J., RATFAI A. (2004), "Supply and Demand Shocks in Accession Countries to the European Monetary Union", *Journal of Comparative Economics*, forthcoming.
- HOSHIMOTO Y., ITO T. (2004), "High-frequency contagion between the exchange rate et stock prices", NBER Working Paper No. 10448.
- HOWITT P. (2001), "Learning About Monetary Theory and Policy", Brown University, Economics Department.
- HOWITT P. (2004), "Monetary Policy and the Limitations of Economic Knowledge", Brown University, Economics Department
- ITO T., HOSHIMOTO Y., (2002), "High-frequency contagion of currency crises in Asia", NBER Working Paper, No. 9376.

- KAMINSKY G. , REINHART C. (1999), "The Twin Crises : The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems", *American Economic Review*, Vol. 89, No. 3, juin 1999, p. 473-500.
- KAMINSKY G., LIZONDO S., REINHART C. (1998), "Leading indicators of Currency Crisis ", *IMF Staff Papers*, n. 1, vol.45, pp. 1-48.
- KAMINSKY G., REINHART C., VEGH C. A. (2003), "The unholy trinity of financial contagion", *NBER WP 10061*.
- KENEN P.J. (1969), "The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View", in Mundell R.A. and Swoboda A. K. (eds.), "Monetary Problems of the International Economy", University of Chicago Press, p. 41-60.
- KIM, S., ROUBINI N. (2000), "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries : a Solution with a Structural VAR Approach", *Journal of Monetary Economics* 45(3), 561-586.
- KRUGMAN P. (1991), "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, vol. CVI, issue 3.
- KRUGMAN P. (2000), "Pourquoi les crises reviennent toujours", *Seuil*.
- KRUGMAN P. R., OBSTFELD, M. (2003), "Economie internationale", Ed. De boeck, 2003, 4^e édition.
- KRUGMAN P., OBSTFELD M. (1999), "Economie Internationale", 3-ème édition, *Ouvertures Economiques, Prémisses*.
- KUIJS, L. (2002), "Monetary Policy Transmission Mechanisms and Inflation in the Slovak Republic", *IMF Working Paper WP #02-80*.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. and SHIN, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We That Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- LAFFARGUE, J-P. (2004), " Prices and Inflation differentials in the Euro area from 1996 to 2002 ", *CEPREMAP and University Paris 1*, August, 2004.
- Le courrier des pays de l'Est, "L'entrée dans la zone euro", Janvier 2003, N° 1031.
- LEEPER E., SIMS, C. and T. ZHA (1998), "What Does Monetary Policy Do?", *Brookings Papers on Economic Activity #2*, 1-78.

- LEPAGE JM. (2005), "Croissance et cycles", Ed. Synonymes, pp. 132-195.
- LINDBERG, H., SVENSSON Lars E. O., SODERLIND P. (1991), "Devaluation Expectations : The Swedish Krona 1981-1991", IIES Seminar Paper #495.
- LIPSEY R. (1999), "The Role of Foreign Direct Investment in International Capital Flows", NBER Working Paper 7094, Avril.
- Macroeconomic Theory (2000), Vol. B: Economic Growth and Short-Term Equilibrium, in *Advanced Textbooks in Economics*, Eds. C.J. Bliss and M.D. Intriligator, pp. 775-780.
- Macroeconomic Theory (2000), Vol. C: Inflation, Employment and Business Fluctuations, in *Advanced Textbooks in Economics*, Eds. C.J. Bliss and M.D. Intriligator.
- MALISZEWSKI, W. (1999), "VAR-ing Monetary Policy in Poland", Center for Social and Economic research, Studies and Analyses # 188.
- MALISZEWSKI, W. (2002), "Monetary Policy in Transition : Structural Econometric Modelling and Policy Simulations", Center for Social and Economic research, Studies and Analyses # 246.
- MARTIN Ph. (1998), "The Exchange Rate Policy of the Euro : a Matter of Size ?", *Journal of the Japanese and International Economies* 12, 455-482 (1998), Article No. JJ980416.
- MARTIN Ph. (2000), "La globalisation financière", Texte préparé pour l'Université de Tous les Savoirs, 29 avril.
- MASSON P. (1999), "Contagion: Macroeconomics Models with Multiple Equilibria", *Journal of International Money and Finance*, n. 4, vol. 18, pp. 587-602, August.
- MASSON P. (1999b), "Multiple Equilibria, Contagion, and the Emerging Market Crises", IMF Working Paper 164, Novembre.
- MASSON, P. (1999), "Monetary and Exchange Rate Policy of Transition Economies in Central and Eastern Europe after the Launch of EMU", IMF Policy Discussion Paper #99-05.
- MATHIESON D. (1977), "The Impact of Monetary and Fiscal Policy under Flexible Exchange Rates and Alternative Expectations Structures", IMF Staff Papers 24 (November): 535-68.

- MAUREL M. (1998), “Régionalisme et désintégration en Europe centrale et orientale, une approche gravitationnelle”, Paris, Editions du CNRS.
- McCALLUM B. T. (1999), “Analysis of the monetary transmission mechanism : methodological issues“, NBER Working Paper Series, WP/7395.
- McKINNON R. (1963), “Optimum Currency Areas“, *American Economic Review*, 53, p. 717-725.
- MISHKIN F. (1994), ”Preventing Financial Crises: An International Perspective“; NBER, Working Paper 4636, February.
- MISHKIN F. (1999), ”Lessons from the Asian Crisis“, NBER Working Paper 7102, Avril.
- MITCHELL A. et PENTECOST E. J. (2001), “The Real Exchange Rate and the Output Response in four transition economies : a panel data study”, *Exchange Rate Policies, Prices and Supply – Side Response : a study of transitional economies*, edited by Christos Papazoglou et Eric J. Pentecost, 2001.
- MOJON, B., PEERSMAN G. (2003), “A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the euro area”, In I. Angeloni, A. Kashyap et B. Mojon, eds. *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Cambridge : Cambridge university Press, 2003.
- MUNDELL, R. (1961), “A theory of Optimum Currency Areas”, *American Economic Review*, September, p. 657 – 665.
- OBSTFELD M., ROGOFF K. (1995), ”The mirage of fixed exchange rates“, NBER Working Paper 5191.
- OCDE (1997), ” Etude économiques de l’OCDE: Roumanie ”, pp. 46-50, pp. 75-90.
- OCDE (1999), ” Etude économiques de l’OCDE: Bulgarie ”, pp. 26-41.
- OCDE (1999), ” Etude économiques de l’OCDE: Hongrie ”, pp. 36-53.
- OCDE (1999), ” Etude économiques de l’OCDE: Hongrie ”, pp. 36-53.
- OCDE (1999), ”Etude économiques de l’OCDE: La République Slovaque“, pp.74 - 79.
- OCDE (1999), ”Etude économiques de l’OCDE: La République Slovaque“, pp.74 - 79.

- OCDE (2000), "Etude économiques de l'OCDE: Fédération de Russie", pp. 39-53.
- OCDE (2000), "Etude économiques de l'OCDE: Fédération de Russie", pp. 39-53.
- OCDE (2000), "Etude économiques de l'OCDE: Pologne - Tendances économiques récentes et perspectives ", pp. 30-58.
- OCDE (2000), "Etude économiques de l'OCDE: Pologne - Tendances économiques récentes et perspectives ", pp. 30-58.
- OCDE (2000), "Etude économiques de l'OCDE: République Tchèque", pp. 32-49.
- OCDE (2000), "Etude économiques de l'OCDE: République Tchèque", pp. 32-49.
- ÖSTERHOLM P. (2003), "The Taylor Rule: A Spurious Regression?", Uppsala University, Department of Economics, Working Paper #2003:20.
- PEERSMANN G., SMETS F. (2003), "The monetary transmission mechanism in the euro area : evidence from VAR analysis", *A study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*, In I. Angeloni, A. Kashyap et B. Mojon, eds. *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Cambridge : Cambridge university Press, 2003.
- BANQUE DE FRANCE (1998), "Politique Monétaire à l'heure du marché mondial des capitaux".
- RADELET S., SACHS J. (1998), "The Onset of the East Asian Financial Crisis", NBER Working Paper 6680.
- RAJHI T. (1996), "Dynamique des politiques de croissance", Ed. *Economica*, p. 173-224.
- REICHENSTEIN, W. (1987), "The impact of money on short term interest rates", *Economic Inquiry* 25, 67-82.
- RIGOBON R. (2000), "Contagion : how to measure it ?", NBER WP No. 8118.
- ROBERT C., BEAUMONT C., ELKAN V. R., IAKOVA D. (2000), " Exchange Rate Regimes in Selected Advanced Transition Economies-Coping with Transition, Capital Inflows, and EU Accession ", IMF Policy Discussion Paper, PDP/00/3.
- ROSE A. K., SVENSSON LARS E.O. (1993), "European Exchange Rate Credibility before the fall", NBER Working Paper No. 4495.

-
- ROSE, A. K. (2000), "One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade", *Economic Policy*, Vol. 17, pp. 7- 46.
- ROUBINI N., GRILLI V. (1995), "Liquidity models in open economies : theory and empirical evidence", Working Paper No. 5313.
- SACHS J., TORNELL A., VELASCO A. (1996), "Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995", NBER WP, N° 5576.
- SCHUMPETER J. (1943), "Capitalism, Socialism and Democracy", London : Allen et Unwin.
- SHIN K., WANG Y. (2004), "Trade Integration and Business Cycles Synchronisation in East Asia", *Asian Economic Papers* 2:3, pp. 1-20.
- SIMS, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48(1), 1-48.
- SIMS, C. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy", *European Economic Review* 36(5), 975-1000.
- SVENSSON L. E. O. (1991a), "Target Zones and Interest Rate Variability", *Journal of International Economics*, n. 1-2, vol. 31, August, pp. 27-54.
- SVENSSON L. E. O. (1991b), "The Term Structure of Interest Rate Differentials in a Target Zone : Theory and Swedish Data ", *Journal of Monetary Economics*, no. 1, vol. 28, pp. 87-116, August.
- SVENSSON L. E. O. (1991c), "The Simple Test of Target Zone Credibility ", *IMF Staff Paper*, n. 3, vol. 38, pp. 655-665, September.
- SVENSSON L. E. O. (1992), "Why Exchange Rate Bands? Monetary Independence in Spite of Fixed Exchange Rates", NBER WP #4207.
- SVENSSON LARS E.O. (1993), "Assessing Target Zone Credibility", *European Economic Review* 37, 763-802.
- TAYLOR J.B. (1993), "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Monetary Policy*, Eds. Elsevier Science Publishers B.V.
- TENREYRO S., BARRO R. (2003), "Economic effects of Currency Unions", NBER Working Paper No. 9435.
- VELASCO A. (1996), "Fixed exchange rates: Credibility, flexibility and multiblicity"; *European Economic Review*, Vol.40, pp 1023-1035.

VILLAVERDE J.F., RAMIREZ J.R., SARGENT T.J. (2005), "A, B, C's (and D)'s for understanding VARs, NBER Working Paper No. 308.

WORLD BANK (1999), World Development Indicators, CD-ROM.

WYPLOSZ Ch., HALPERN L. (1996), "Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies", IMF Working Paper, WP/96/125 – EA.

ZSLOT D., GYORGY S. (1999), "Financial Contagion under Different Exchange Rate Regimes", NBH Working Paper 10, septembre.

Résumé

Cette thèse se place dans la perspective de l'intégration des huit PECO (pays d'Europe Centrale et Orientale) dans la monnaie unique européenne. Plutôt que d'analyser les critères de convergence qui sont officiellement appliqués par les institutions européennes pour statuer sur la possibilité de cette intégration, elle réalise une analyse économique et économétrique des mécanismes macroéconomiques actuels de ces économies. Le chapitre 1 étudie les comouvements des variables monétaires et réelles, puis la convergence des mouvements de ces deux catégories de variables entre les anciens membres et les nouveaux membres de l'UE. Les chapitres 2 et 3 concernent les canaux de transmission de la politique monétaire. Nous montrons que les changements de régime de change peuvent modifier fondamentalement l'impact des chocs monétaires sur les variables monétaires et réelles. Le chapitre 4 propose une étude empirique de l'impact de l'effet de contagion sur la crédibilité des monnaies des PECO pendant les crises monétaires qui se sont succédées entre 1996-2001. L'effet de contagion apparaît un facteur essentiel dans la détermination du taux de change. Finalement, le chapitre 5 s'attache à estimer une possible nature des anticipations du taux de change du zloty polonais par rapport à l'euro et au dollar. Nous soulignons la nature adaptative des anticipations du taux de change seulement pour la parité zloty/euro et évoquons au final quelques pistes de recherche possibles.

Discipline : Sciences économiques (05).

Mots-clés : Union monétaire, PECO, intégration monétaire, comouvements, politique monétaire, modèles AR et VAR, phénomène de contagion, anticipations adaptatives.

Intitulé et adresse du laboratoire : CES-TEAM et CNRS (UMR 8059), Université de Paris 1 Panthéon - Sorbonne, Maison des Sciences Economiques, 106-112 Bd. de l'hôpital, 75647 Paris Cedex 13.