

Transmission de la politique monétaire dans les pays d'Europe centrale et orientale : que savons-nous vraiment ?

Jérôme Héricourt^(*)

Iuliana Matei^(**)

La récente adhésion à l'Union européenne (UE) de huit pays d'Europe centrale et orientale (Peco) et l'adoption imminente de l'euro par certains d'entre eux viennent renforcer des questions anciennes relatives à la cohérence de l'Union économique et monétaire (UEM) et la mise en œuvre de la politique monétaire unique. L'élargissement prochain de la zone euro à ces pays risque en effet d'accroître l'hétérogénéité des mécanismes de transmission de la politique monétaire, que certains jugent déjà importante de nos jours. Ce surcroît d'hétérogénéité pourrait compliquer la tâche du banquier central européen et induire des distorsions sérieuses au niveau des effets de la politique monétaire entre les pays.

Aussi, la connaissance précise des mécanismes de transmission de la politique monétaire au sein des Peco s'avère un enjeu majeur de politique économique, d'autant plus que la situation particulière de ces pays fait peser une hypothèque supplémentaire sur l'efficacité de ces mécanismes. Considérant l'instabilité caractéristique du processus de transition, la politique monétaire dans ces pays peut-elle seulement avoir un impact quelconque sur les deux variables-clés que sont le produit et l'inflation ? Cet impact n'est-il pas en outre susceptible de varier avec les changements de régimes monétaires intervenus dans beaucoup de ces pays ?

Afin de répondre à ces interrogations, nous proposons d'étudier empiriquement la dynamique de transmission de la politique monétaire pour les huit Peco ayant adhéré à l'UE en mai 2004. avec en ligne de mire un double objectif. Tout d'abord, nous proposons une analyse explicite de l'évolution des mécanismes de transmission de la politique monétaire, en comparant les résultats issus de la période janvier 1995 – septembre 2004 avec des estimations obtenues sur des sous-périodes coïncidant avec la présence de régimes monétaires homogènes propres à chacun des pays étudiés. Ces résultats sont ensuite utilisés afin de déterminer si les énigmes couramment rencontrées dans la littérature sur la politique monétaire, au premier rang desquelles le price puzzle (défini comme une accélération de l'inflation suite à un resserrement

(*) Maître de Conférences, Equipe - Universités de Lille, Université des Sciences et Technologies de Lille 1, chercheur associé, Centre d'Économie Sorbonne, Université de Paris I Panthéon-sorbonne et CNRS.

E-mail: jerome.hericrourt@univ-lille1.fr

(**) Doctorante associée au Centre d'Économie Sorbonne, Université de Paris I Panthéon Sorbonne et CNRS.

Nous adressons tout d'abord nos remerciements sincères aux deux rapporteurs anonymes dont les commentaires et suggestions ont contribué à améliorer significativement cet article. De même, nous remercions chaleureusement Mathilde Maurel et Valérie Mignon pour leurs conseils avisés sur de précédentes versions de cet article, ainsi que les participants du séminaire Roses, du 9th *Spring Meeting of Young Economists*, des 5^{èmes} doctoriales d'économie et de finance internationales, de la conférence Elargissement du Medee et des Journées de l' Afse du Cerdi. Nous sommes également redevables à Céline Poilly et Vincent Bouvatier, pour leurs conseils techniques. Les erreurs et omissions qui pourraient subsister demeurent bien sûr de notre seule responsabilité.

monétaire), peuvent être associées à certains régimes de politique monétaire particuliers. En ce sens, nous souhaitons examiner dans quelle mesure l'intuition de Castelnuovo et Surico (2006), avérée sur les États-Unis et le Royaume-Uni, peut être empiriquement généralisable aux Peco.

Au plan méthodologique, nous utilisons des modèles Vectoriels Auto-Régressifs (Var), dont différentes spécifications sont testées pour chacun des pays étudiés. Alternative aux modèles structurels, la méthodologie Var a montré d'excellentes capacités de représentation des fluctuations macroéconomiques, associées à de bonnes propriétés d'identification. Comme l'ont montré de nombreuses études sur les pays industrialisés, les modèles Var se révèlent en outre particulièrement pertinents pour l'analyse des chocs monétaires, car ils permettent de distinguer les différents effets d'un choc monétaire spécifique. Par conséquent, ils permettent à l'analyse empirique de discriminer au sein des actions du banquier central celles qui relèvent d'une réaction aux évolutions des variables monétaires de l'économie et celles qui n'en relèvent pas. Faute d'observations en nombre suffisant, cette modélisation a été néanmoins très peu appliquée aux Peco jusqu'à une période très récente. Notre étude est ainsi l'une des premières à l'utiliser sur un aussi grand nombre de Peco, dans une optique comparative.

Plusieurs résultats importants se dégagent alors de notre analyse. En premier lieu, les problèmes de price puzzle présents sur la période d'ensemble disparaissent lorsque les estimations sont effectuées sur des sous-périodes caractérisées par des régimes monétaires plus averse à l'inflation. Nous montrons alors que les price puzzles pourraient être avant tout liés à des régimes de politique monétaire « faibles ». En second lieu, l'examen des réactions du produit (production industrielle ou PIB) et des prix aux chocs révèle un certain nombre de caractéristiques communes avec les pays membres de l'actuelle zone euro et plus généralement, les grands pays industrialisés :

(i) Les réactions faibles, tant quantitativement que qualitativement, enregistrées face à un choc sur l'agrégat monétaire rapprochent nos résultats de ceux obtenus par Sims (1992) sur les pays du G5. Nous étayons alors sur le cas des Peco la conclusion de ce dernier, qui souligne que les chocs sur le stock de monnaie ne donnent lieu qu'à des réponses modestes et peu significatives, et ne sont donc pas vraiment interprétables dans un cadre ISLM/monétariste. Les réactions du taux d'intérêt à un choc de liquidité sont également de faible ampleur, mais sont en très grande majorité négatives, militant donc plutôt en faveur d'un (très) léger effet de liquidité.

(ii) En outre, le produit répond pour la quasi-totalité des pays de la façon attendue à un choc positif sur le taux d'intérêt, c'est-à-dire par une décroissance temporaire, dans des proportions et avec des délais comparables à ceux des pays de la zone euro.

(iii) Il reste le cas des prix, dont nos estimations soulignent l'absence de réaction véritable à la contraction monétaire à une ou deux exceptions "près".

En l'état, nos résultats constituent un faisceau de présomptions en faveur d'une certaine homogénéisation des mécanismes de transmission de la politique monétaire avec les standards des pays industrialisés. Dans l'immédiat, ils nous semblent à même de dissiper les inquiétudes quant à la pertinence de l'entrée dans l'euro de la Slovaquie survenue en 2007, et de l'Estonie et de la Lituanie dans un avenir proche.

La récente adhésion à l'Union Européenne (UE) de huit pays d'Europe centrale et orientale⁽¹⁾ (Peco) et l'adoption imminente de l'euro par certains d'entre eux (cf. tableau A1 en annexe) viennent renforcer des questions anciennes relatives à la cohérence de l'Union économique et monétaire (UEM) et la mise en œuvre de la politique monétaire. Alors que Cechetti (1999), comme beaucoup, soulignait déjà l'hétérogénéité des mécanismes de transmission de la politique monétaire au sein de l'UE-12, d'autres mettent désormais en avant que cette hétérogénéité est appelée à croître avec l'intégration des Peco (cf. Elbourne et de Haan, 2006). Pour la Banque centrale européenne (BCE), l'opportunité et l'ampleur des variations de taux d'intérêt pourraient devenir plus difficiles à évaluer, mais ce risque peut sembler assez faible en pratique, étant donné le faible poids des nouveaux entrants par rapport à l'actuelle zone euro. En revanche, ces disparités entre les pays membres sont susceptibles d'induire des distorsions sérieuses au niveau des effets de la politique monétaire, certains pouvant répondre fortement et/ou rapidement à un choc monétaire, alors que d'autres ne réagiraient que faiblement et/ou lentement.

Aussi, la connaissance précise des mécanismes de transmission de la politique monétaire au sein des Peco s'avère un enjeu majeur de politique économique, d'autant plus que la situation particulière de ces pays fait peser une hypothèse supplémentaire sur l'efficacité de ces mécanismes. Il n'est en effet pas certain *a priori* que la politique monétaire dans ces pays puisse avoir un impact quelconque sur les deux variables-clés que sont le produit et l'inflation, du fait de l'instabilité caractéristique du processus de transition. Ce dernier a bien entendu induit des changements structurels dans les régimes de politique monétaire, mais a été également à même de poser des problèmes considérables de crédibilité aux *policymakers* de ces pays.

C'est sous ce double éclairage que cet article se propose d'étudier empiriquement la dynamique de transmission de la politique monétaire pour les huit Peco ayant adhéré à l'UE en 2004. À cet égard, l'objectif de notre étude est double. Tout d'abord, nous proposons une analyse explicite de l'évolution des mécanismes de transmission de la politique monétaire, en comparant les résultats issus de la période janvier 1995 – septembre 2004 avec des estimations obtenues sur des sous-périodes coïncidant avec la présence de régimes monétaires homogènes propres à chacun des pays étudiés. Ces résultats sont ensuite utilisés afin de déterminer si les énigmes couramment rencontrées dans la littérature sur la politique monétaire, au premier rang desquelles le *price puzzle*, peuvent être associées à certains régimes de politique monétaire particuliers. En ce sens, nous souhaitons examiner dans quelle mesure l'intuition de Castelnovo et Surico (2006),

avérée sur les États-Unis et le Royaume-Uni, peut être empiriquement généralisable aux Peco.

Au plan méthodologique, nous utilisons des modèles Vectoriels Auto-Régressifs (Var), dont nous testons différentes spécifications pour chacun des pays étudiés. Nous sommes alors amenés à deux conclusions d'importance. En premier lieu, alors que la plupart des recherches empiriques sur le sujet (voir Ganév *et alii*, 2002, pour un tour d'horizon, et Creel et Levasseur, 2005) mettent en avant des réactions hétérogènes et souvent peu significatives aux chocs de taux d'intérêt, nos estimations soulignent une réaction du produit cohérente et significative pour la totalité des pays étudiés, quantitativement et qualitativement proches de celle observée pour les pays membres de la zone euro. En second lieu, si l'impact sur l'inflation semble encore très faible, l'analyse empirique souligne l'absence de réaction incohérente des prix lorsque l'on considère des régimes de politique monétaires stables et crédibles dans la lutte contre l'inflation. Nous sommes alors en mesure d'étendre les conclusions de Castelnovo et Surico (2006) aux nouveaux membres de l'UE en provenance d'Europe de l'Est.

L'analyse se déroule de la façon suivante : la première partie présente un bref tour d'horizon des autres articles empiriques ayant étudié les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans les Peco et expose le cadre théorique dans lequel s'inscrit notre analyse. La deuxième partie décrit en détail les caractéristiques des modèles VAR que nous allons utiliser. Les résultats de l'analyse quantitative sont exposés et commentés dans la troisième partie. La dernière partie, enfin, retrace les conclusions de notre étude.

Choix du cadre d'analyse adéquat et motivations de l'article

Les modèles Var : un cadre commode

La fin des années soixante-dix voit les modèles macroéconomiques traditionnels très critiqués du fait de la médiocrité croissante de leurs performances empiriques. Sims (1980) propose alors une modélisation alternative aux approches dites structurelles, dont les seules contraintes renvoient au choix des variables et du nombre de retards. Cet article fondateur des modèles Var fut à l'origine de nombreuses études utilisant cette spécification afin d'analyser les effets de la politique monétaire aux États-Unis (voir notamment les revues exhaustives de Leeper *et alii*, 1998, et Christiano *et alii*, 1999). Généralement établis à partir d'un nombre réduit de variables, les modèles Var n'en ont pas moins montré d'excellentes capacités de représentation des fluctuations

macroéconomiques, associées à de bonnes propriétés d'identification. Comme le soulignent Christiano *et alii* (1999), la méthodologie Var se révèle en outre particulièrement pertinente pour l'analyse des chocs monétaires, car elle permet de distinguer les différents effets d'un choc monétaire spécifique. Par conséquent, elle permet à l'analyse empirique de discriminer au sein des actions du banquier central celles qui relèvent d'une réaction aux évolutions des variables monétaires de l'économie et celles qui n'en relèvent pas.

Aussi, lorsque l'adoption du traité de Maastricht rendit crédible l'idée d'une intégration monétaire européenne à l'horizon d'une décennie, les analyses empiriques ayant recours à des modèles Var se sont multipliées s'agissant de l'UE. Les premières d'entre elles se sont essentiellement intéressées à la nature des chocs d'offre et de demande frappant les pays membres de l'UE et à leur degré d'asymétrie (cf. Bayoumi et Eichengreen, 1993). La plupart de ces articles utilisaient les critères définis par les théories des Zones Monétaires Optimales (ZMO) afin d'évaluer la désirabilité de la phase 3 de l'Union économique et monétaire (UEM), c'est-à-dire celle du passage à la monnaie unique. Lorsqu'il apparut que cette dernière adviendrait de manière certaine, une seconde catégorie d'études s'est alors tournée vers la question des potentielles asymétries de transmission des chocs monétaires entre les pays membres de la zone (voir notamment Mojon et Peersman, 2003).

Les indéniables réussites des modèles Var dans le domaine de l'analyse monétaire n'ont toutefois pas empêché l'émergence d'un certain nombre de critiques. L'approche reste en effet fondamentalement dénuée de bases théoriques, rendant impossible une véritable interprétation économique des coefficients estimés. Néanmoins, même les plus récents des modèles structurels demeurent sujets à des limitations sur le plan statistique. Comme le rappellent Amato et Gerlach (2001) ou Elbourne et de Haan (2006), les modèles structurels, même de taille réduite, reposent sur des hypothèses d'identification encore plus exigeantes que celles sur lesquelles s'appuient les Var.

Pourtant, la modélisation Var a été relativement peu appliquée aux Peco jusqu'à aujourd'hui. Hormis des études relatives à un ou deux pays en particulier (cf. par exemple, Maliszewski, 1999, 2002 ; Christoffersen *et alii*, 2001 ; Horska, 2001 ; Gottschalk et Moore, 2001 ; Kuijs, 2002 ; Botel, 2002), seuls trois articles (Ganev *et alii*, 2002 ; Creel et Lévassieur, 2005 ; et Elbourne et de Haan, 2006) proposent une analyse comparative explicite des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans ces pays. L'absence de séries temporelles suffisamment longues ainsi que l'instabilité chronique issue du processus de transition vers l'économie de marché ont ainsi

souvent été désignées comme les principaux obstacles à la construction d'études empiriques robustes sur les Peco. Néanmoins, ces problèmes ne semblent plus insurmontables. S'agissant du premier, nous disposons désormais de données en fréquence mensuelle sur des périodes suffisamment longues pour produire des estimations significatives. Le second peut être traité en excluant les premières années de la transition, lors desquelles les mutations traversées par les nouveaux entrants ont entraîné des perturbations majeures au plan macroéconomique. Il est en effet désormais possible de mener une étude empirique qui s'affranchisse des années issues de la période 1991-1994, lors de laquelle la « crise de transition » a été la plus violente, tout en conservant un nombre convenable d'observations pour l'inférence statistique. Ainsi, l'estimation de modèles Var pour les Peco à partir de 1995 apparaît réalisable et pertinente, d'autant plus que la qualité des données statistiques s'est grandement améliorée pour ces pays durant la première moitié des années quatre-vingt-dix.

État de l'art et ambition de l'étude

Pour autant, quels sont les effets habituellement attendus de la politique monétaire ? Dans un contexte où la neutralité de long terme de cette dernière est largement reconnue au plan théorique depuis les apports du monétarisme, une augmentation du taux d'intérêt doit correspondre à une réduction temporaire du produit et une diminution graduelle mais persistante du niveau général des prix. À long terme, la politique monétaire n'a pas d'impact réel, seules les variables nominales sont affectées. Ces effets sont corroborés par de nombreuses analyses sur les pays industrialisés (voir notamment Christiano *et alii*, 1997, pour les États-Unis, Kim et Roubini, 2000, pour les pays du G7 hors États-Unis, et Peersman et Smets, 2003, pour la zone euro).

En revanche, il n'est pas du tout certain *a priori* que la politique monétaire dans les Peco puisse obtenir de tels résultats, du fait de la transition et de l'instabilité qu'elle engendre. Pour ces pays, de nombreuses incertitudes pèsent quant à l'impact combiné des trois principaux canaux de transmission de la politique monétaire habituellement mis en avant, c'est-à-dire le taux d'intérêt, le taux de change et le crédit. Dans l'optique keynésienne traditionnelle, le canal du taux d'intérêt fonctionne de la façon suivante : une hausse du taux d'intérêt nominal réduit l'offre de monnaie et accroît le taux d'intérêt réel, réduisant la demande globale et à sa suite le niveau général des prix. En régime de change flexible, la hausse du taux d'intérêt entraîne une appréciation du taux de change réel (à la suite de celle du taux de change nominal, induite par les entrées de capitaux attirés par une meilleure rémunération) : le canal du taux de change amplifie alors l'effet restrictif décrit précédemment, en diminuant les exportations nettes – *i.e.* en handicapant les exportations, et en favorisant les importations. Le canal du crédit, enfin,

va transmettre le resserrement monétaire par le biais de la hausse des taux de crédit, mais également de la réduction du volume de nouveaux crédits consentis et de la détérioration de la situation nette des emprunteurs.

En l'état, un consensus s'est formé dans la littérature empirique se rapportant aux Peco pour reconnaître la prédominance du canal du taux de change par rapport au canal du taux d'intérêt lors de la transmission des chocs monétaires aux variables-clés que sont la production et l'inflation. Creel et Lévassé (2005) complètent ce résultat en diagnostiquant un impact généralement faible de la politique monétaire sur le produit et l'inflation. Cependant, tant leur étude que celle de Ganév *et alii* (2002) fait face à un problème récurrent dans la littérature utilisant les modèles Var, celui du *price puzzle*. Initialement mis en avant par Sims (1992) et Eichenbaum (1992), il se définit comme une augmentation du niveau général des prix à la suite d'un accroissement du taux d'intérêt. Ce phénomène contre-intuitif fait l'objet de nombreuses discussions académiques. Le mystère peut en effet se comprendre comme la conséquence d'une mauvaise identification d'un choc de politique monétaire, ce dernier étant en réalité la somme du véritable choc et d'une réaction endogène du banquier central. 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 cette optique, il propose d'inclure un indicateur avancé de l'inflation dans le Var, tel qu'un indice de prix des matières premières. Cette solution s'est toutefois rapidement avérée insuffisante. De façon plus générale, Hanson (2004) démontre l'incapacité à résoudre le mystère d'un grand nombre d'indicateurs de l'inflation future⁽²⁾. Enfin, les recherches récentes de Castelnuovo et Surico (2006) offrent un éclairage particulier sur le problème, considéré comme un phénomène historiquement limité, caractéristique de régimes monétaires spécifiques. Ils montrent que les épisodes de *price puzzles* seraient ainsi associés aux périodes de politique monétaire faible, c'est-à-dire ne réagissant pas assez rapidement aux pressions inflationnistes. Portant sur les cas des États-Unis et du Royaume-Uni, leur analyse démontre que les périodes de *price puzzle* s'achèvent avec la nomination de Paul Volcker à la tête de la Réserve fédérale américaine pour les premiers, et la mise en place d'une cible d'inflation pour le second.

Deux autres énigmes se posent de façon récurrente dans la littérature Var, celles du *liquidity puzzle* et celle de l'*exchange rate puzzle*. La première renvoie à l'accroissement du taux d'intérêt après un choc positif sur la quantité de monnaie en circulation, alors que l'effet de liquidité plus abondante devrait au contraire entraîner sa baisse (cf. Reichenstein, 1987, ou Leeper et Gordon, 1992). La seconde vient

de la dépréciation constatée du taux de change à la suite d'une augmentation du taux d'intérêt (cf. Grilli et Roubini, 1995 ; Sims, 1992), et est présente, par exemple, dans l'étude de Creel et Lévassé (2005).

Puisqu'il n'y a aucune raison *a priori* que notre analyse sur les Peco échappe à ces problèmes, nous nous assignons un double objectif. Le premier consiste à évaluer l'efficacité de la politique monétaire dans ces pays, c'est-à-dire sa capacité à avoir un impact significatif temporaire sur le produit, et durable sur l'inflation. Dans l'optique de l'intégration prochaine de ces pays à la zone euro, nous pourrions alors comparer nos résultats avec ceux obtenus par des études sur les pays membres de la zone euro⁽³⁾. Le second consiste à mettre directement en relation les résultats obtenus avec la période d'estimation, en mettant en parallèle les résultats tirés de toute la période disponible avec des estimations obtenues sur des sous-échantillons distinguant des régimes de politique monétaire homogènes propres à chaque pays étudié. De fait, nous souhaitons en particulier tester la validité de l'intuition de Castelnuovo et Surico (2006) pour les Peco éventuellement concernés.

La seconde moitié des années 1990 a en effet vu de nombreux Peco réviser les choix de régimes de change fixe rigide faits au début ou au milieu des années quatre-vingt-dix, pour préférer des régimes de change flexible plus ou moins géré, accompagnés parfois de politiques de ciblage d'inflation. Ces changements sont de nature à avoir modifié les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans ces pays. Afin de vérifier cette hypothèse, nous proposons d'étudier l'impact des chocs de politique monétaire sur des sous-périodes homogènes en termes de régimes monétaires pour les pays de notre échantillon ayant radicalement changé de régime de change et/ou de cadre opérationnel pour les autorités monétaires durant la période, présentées dans le tableau 1.

Ainsi, pour la République Tchèque, la Pologne et la Slovaquie, nous procéderons à une deuxième série d'estimations pour les périodes intervenant après le passage en régime de change flexible. Nous faisons le choix inverse pour la Hongrie, la Lituanie et la Slovénie, pour lesquels le changement de régime monétaire, intervenu tardivement, ne nous laisse pas assez d'observations pour mener à bien des estimations robustes sur la seconde sous-période. Quant à l'Estonie et la Lettonie, leurs régimes de change n'ont pas changé sur la période considérée. La première est en régime de caisse d'émission avec le Deutsche Mark, puis l'euro. La seconde était en change fixe avec le DTS, avec des marges de fluctuation de plus ou moins 1 %, un régime de fait très proche de la caisse d'émission (cf. Duchêne *et alii*, 2004). L'analyse pourra alors également s'effectuer dans le cadre d'un classement des pays en fonction de leur régime monétaire, permettant de

Tableau 1 : régimes monétaires et sous-périodes par pays

Pays	Période		Régime monétaire
	Début	Fin	
Hongrie	1995:03	2001:08	Régime à crémaillère, avec un taux de dévaluation mensuelle
Lituanie	1997:01	2002:01	Caisse d'émission avec le dollar
Pologne	1998:06	2004:09	Flottement libre/Ciblage d'inflation
Slovaquie	1998:10	2004:09	Flottement géré
République Tchèque ⁽⁴⁾	1999:01	2004:09	Flottement géré/Ciblage d'inflation
Slovénie	1995:01	2003:11	Flottement étroitement géré

relier directement les performances de la politique monétaire à son cadre opérationnel et au régime de change. Le tableau 2 présente le regroupement qui nous a semblé pertinent.

Tableau 2 : regroupement des pays par régime monétaire

Groupement par régime monétaire	Pays
Groupe 1 : caisse d'émission	Estonie, Lituanie, Lettonie
Groupe 2 : flottement plus ou moins géré avec ou sans ciblage d'inflation	Pologne, République Tchèque, Slovaquie
Groupe 3 : système de change à crémaillère	Hongrie, Slovénie ⁽⁵⁾

Pour mener à bien cette analyse comparative, nous allons avoir recours à des modèles Var dont nous présentons les caractéristiques et les options méthodologiques sous-jacentes dans la prochaine partie.

Questions économétriques et choix méthodologiques

Spécifications des modèles et bases de données

Les modèles Var que nous allons estimer pour chacun des huit Peco ayant adhéré à l'UE en mai 2004 s'inspirent de celui proposé par Peersman et Smets (2003) pour la zone euro, par la suite repris par Mojon et Peersman (2003) pour chacun des pays membres de la zone, et adaptés par Creel et Lévassieur (2005) pour la Hongrie, la Pologne et la République Tchèque. Ils prennent donc la forme générale suivante :

$$(1) Y_t = \sum_{i=1}^n A_i Y_{t-i} + BX_t + \mu_t$$

avec Y_t le vecteur des variables endogènes, X_t celui des variables exogènes, et μ_t le vecteur des erreurs, normalement distribués.

Y_t consiste en des séries mensuelles de production industrielle (y_t), de prix à la consommation (p_t), de taux d'intérêt (r_t), de taux de change⁽⁶⁾, (e_t) d'agrégat monétaire (m_t) ou de crédit domestique (cd_t), sur une période s'étalant de janvier 1995 à septembre 2004⁽⁷⁾. Les deux dernières variables sont incluses alternativement dans l'ensemble des variables endogènes du fait du rôle joué par les ciblages quantitatifs dans la mise en place des stratégies de politique monétaire de beaucoup de ces pays jusqu'à la fin des années 1990⁽⁸⁾. Pratiquement, elles vont nous permettre de distinguer les chocs d'offre de monnaie de ceux de demande de monnaie (ceci grâce à m_t , l'agrégat monétaire M2), et de rendre explicite le canal du crédit dans la transmission de la politique monétaire (à l'aide de cd_t , l'agrégat de crédit domestique)⁽⁹⁾.

Par ailleurs, l'utilisation d'une fréquence mensuelle, nécessaire à la significativité et à la précision des estimations, impose *de facto* le recours à la production industrielle (IP) plutôt qu'au PIB, qui n'est précisément pas observable à une telle fréquence. Or, les problèmes posés par l'emploi de la production industrielle comme approximation du produit sont bien connus (appréhension partielle de la capacité productive de l'économie, saisonnalité et instabilité accrues par rapport au PIB, dont les évolutions sont plus lisses...). Nous proposons par conséquent de dédoubler chacun de nos huit modèles Var, les uns étant estimés avec les traditionnelles séries de production industrielle, les seconds avec des données mensuelles de PIB reconstruites. Ces dernières sont calculées à l'aide de la méthode d'interpolation de Chow et Lin (1971), utilisée par exemple par Eurostat afin de construire des comptes nationaux trimestriels pour la zone euro (voir Eurostat, 1999)⁽¹⁰⁾. Nous sommes alors en mesure de produire une double estimation pour chaque pays⁽¹¹⁾, et donc de fournir un élément de preuve supplémentaire sur la réaction du produit à un choc de politique monétaire.

Concernant les autres variables endogènes, le taux d'intérêt utilisé est celui du marché monétaire (taux interbancaire à trois mois), tandis que e_t renvoie en règle générale au taux de change bilatéral avec l'euro⁽¹²⁾. Quelques exceptions sont à mentionner, cependant. Tout d'abord, en l'absence de données suffisantes, le taux du marché monétaire a été

remplacé par le taux de dépôt pour la Slovaquie. Par ailleurs, en cohérence avec la particularité du régime de change hongrois (système à crémaillère, ou *crawling peg*, liant le forint à un panier dollar/euro), le taux de change inclus sera le résultat d'une moyenne pondérée des taux de change bilatéraux contre le dollar (1/3) et l'euro (2/3). Finalement, il nous a également fallu tenir compte des pays ayant adopté des régimes de type caisse d'émission (*currency board*), pour qui l'inclusion du taux de change avec la monnaie de référence comme variable endogène devient sans objet. Ainsi, l'Estonie, en *currency board* d'abord avec le Deutsche Mark puis avec l'euro, voit-elle le taux de change dollar/kroon inclus dans l'ensemble des variables exogènes. Symétriquement, la Lituanie, dont la monnaie était liée au dollar jusqu'à la fin de l'année 2001, voit le taux de change nominal de sa monnaie avec l'euro placé au sein des variables exogènes. Quant à la Lettonie, son ancrage très étroit avec le Droit de Tirage Spécial (DTS, cf. *infra*) est très proche d'un *currency board*, comme souligné par Duchêne *et alii* (2004). Le taux de change de la devise lettone avec le DTS entre donc également dans le vecteur X_t .

Dans sa forme générale, ce dernier contient la production industrielle ou le PIB reconstruit de l'Union Européenne à 15 et le taux d'intérêt interbancaire des pays participant à l'euro, ainsi qu'un indice large du prix des matières premières. Destinées à modéliser la contrainte extérieure pesant sur ces pays, ces variables soulignent l'intégration croissante des Peco à la zone euro et leur exposition à des chocs d'offre de toute nature. Leur statut de variables exogènes renvoie alors à une hypothèse classique des modèles en économie ouverte, c'est-à-dire à l'absence d'influence des évolutions des petits pays sur le grand. À cet égard, l'exogénéité du taux de change pour les pays en régime de caisse d'émission (ou dans un régime proche) n'exprime donc qu'une forme supplémentaire de contrainte extérieure.

La base de données contient donc des séries de production industrielle, de PIB, de prix la consommation, de taux d'intérêt, de taux de change, et d'agrégats monétaires et de crédit domestique. Exprimées en termes nominaux, toutes sont désaisonnalisées (hormis les taux d'intérêt) et proviennent pour la plupart de la base de données du FMI *IFS (International Financial Statistics)*. Quelques exceptions sont à signaler, cependant : la série d'agrégat $M2$ de la Hongrie provient d'Eurostat, tout comme les séries de production industrielle de l'UE-15 et de la Lituanie ; celle de la Lettonie, enfin, provient d'une source nationale (*Central Statistical Bureau of Latvia*). Le choix de l'année 1995 comme année de départ lors de l'analyse empirique permet de fournir des estimations sur une période relativement longue (presque dix ans, soit 117 observations), tout en les

affranchissant des premières années de la transition, durant lesquelles les convulsions produites par la transformation souvent brutale d'économies planifiées en économies de marché sont susceptibles de biaiser fortement les résultats.

Cadre méthodologique : estimation et identification des chocs

Le degré d'intégration des séries a été étudié au moyen des tests conventionnels de Dickey-Fuller «augmenté» (1979) et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992)⁽¹³⁾. À quelques rares exceptions, ils viennent souligner de manière peu surprenante la non-stationnarité en niveau des variables explicatives. En outre, un grand nombre de séries (d'agrégat monétaire et de crédit domestique, mais également de prix à la consommation et dans certains cas, de production industrielle) présentent également une racine unitaire ou sont faiblement stationnaires même en différences logarithmiques annualisées⁽¹⁴⁾, ce qui souligne la présence de processus intégrés d'ordre 2. Les séries de taux d'intérêt, enfin, sont pour la plupart intégrées d'ordre 1 ou (très) faiblement stationnaires. La solution la plus couramment retenue dans les recherches voisines (Creel et Lévassieur, 2005) consiste à mettre en avant l'existence de relations de cointégration à l'aide de tests de Johansen (1996), permettant alors de mener des régressions en niveau valides. Ces tests standards révèlent systématiquement la présence d'au moins une relation de cointégration au seuil de 5%. Néanmoins, un calcul récursif de la statistique de Johansen (Sephton et Larsen, 1991) et la correction du biais de petit échantillon (Barkoulas et Baum, 1997) réfutent ces conclusions, rejetant l'existence d'une relation de cointégration statistiquement robuste pour sept pays parmi les huit étudiés. Par conséquent, nous choisissons d'effectuer les estimations sur un ensemble de variables stationnaires, et décidons pour ce faire de retrancher à chaque variable en différence annualisée leurs tendances, calculées à l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott⁽¹⁵⁾. La même procédure est appliquée aux taux d'intérêt en niveau. Nous pouvons alors procéder à des estimations fiables à partir de variables $I(0)$, sans craindre des régressions fallacieuses.

Enfin, il nous reste trois questions techniques importantes à traiter. S'agissant des chocs, l'arbitrage s'effectue entre une identification récursive à la Cholesky et une factorisation structurelle davantage fondée au plan théorique, à l'image de celle employée par Kim et Roubini (2000). Cependant, ces derniers étudient les pays du G7 hors États-Unis sur une période allant de mi-1974 à fin-1992. Il nous semble alors très discutable d'utiliser leur modélisation, conçue pour des pays très développés et stables au plan macroéconomique, dans un contexte caractérisé par une période sensiblement plus courte, et des pays encore en phase de transition vers l'économie de marché et un

environnement macroéconomique stabilisé⁽¹⁶⁾. En d'autres termes, les hypothèses sous-jacentes semblent peu pertinentes dans le cadre des Peco. Nous préférons donc nous appuyer sur la décomposition usuelle de Cholesky⁽¹⁷⁾, l'ordre suivant étant retenu pour les variables endogènes :

$$(2) Y_t = [y_t \ p_t \ r_t \ e_t \ m_t \ / \ cd_t]$$

Proposé par Gunduz (2003) et repris par Creel et Levasseur (2005), cet ordre⁽¹⁸⁾ reflète des hypothèses traditionnelles s'agissant de l'impact de court terme des chocs monétaires sur la sphère réelle. En quelques mots, les chocs de taux d'intérêt, de taux de change et de demande de monnaie n'atteignent pas immédiatement la sphère réelle, en raison de l'ajustement lent de la production y_t et des prix p_t .

Il nous faut également déterminer le nombre adéquat de retards pour les variables endogènes. La démarche courante dans la littérature consiste à utiliser les recommandations de critères d'information, parfois d'un seul d'entre eux (Creel et Levasseur, 2005 ou Elbourne et de Haan, 2006, ont recours au seul critère de Schwarz). Dans notre cas, les critères de Schwarz, d'Hannan-Quinn et, de façon un peu moins catégorique, d'Akaike, suggèrent un retard de 1. Économiquement, cela revient à supposer que l'économie revient presque immédiatement à l'équilibre, ce qui peut sembler peu vraisemblable. Nous préférons donc retenir un nombre de retards un peu plus élevé, permettant de faciliter l'obtention de la non-autocorrélation et de la normalité jointe des résidus pour chaque modèle Var estimé. En accord avec le test du ratio de vraisemblance, qui recommandait toujours un retard supérieur à 1, ce nombre s'avère être systématiquement de deux ou trois⁽¹⁹⁾, comme dans l'étude de Mojon et Peersman (2003) concernant les pays membres de la zone euro. Concernant le vecteur X_t , nous reprenons à notre compte l'hypothèse de transmission immédiate des chocs exogènes à l'économie. Les variables exogènes entrent donc de façon contemporaine dans le modèle, c'est-à-dire sans retard.

Nous avons finalement pratiqué des tests conventionnels de rupture structurelle (test de Chow et test récursif sur les résidus), qui ont révélé certains problèmes de stabilité des estimations au seuil de 5%, concernant dans leur très grande majorité la période d'ensemble. Nous avons alors inclus avec parcimonie les variables muettes nécessaires au traitement de ces problèmes⁽²⁰⁾.

Résultats et commentaires

Impact des chocs monétaires sur la période totale (1995 :01-2004 :09)

Nous nous proposons d'analyser pour chaque pays les effets d'un choc positif de cent points de base sur le taux d'intérêt (IR), et de 1 % sur l'agrégat monétaire (MON). L'utilisation de chocs identiques pour tous les pays permet en effet de faciliter les comparaisons par rapport à un choc d'un écart-type, plus couramment utilisé dans la littérature, mais différent d'un pays à l'autre. Le tableau 3a présente la réaction maximale de chaque variable endogène, tandis que le tableau 3b fournit les impacts cumulés des chocs les plus significatifs possibles, à 5 % (statistiques de Student supérieures à 1,960) et 10 % (statistiques de Student supérieures à 1,645). Ce dernier permet notamment de renseigner sur la persistance des effets des chocs. Ces chiffres sont déduits de fonctions de réponse (dont les représentations graphiques sont disponibles auprès des auteurs sur demande) issues des modèles Var, estimés par les Moindres Carrés Ordinaires. Afin de ne pas alourdir les tableaux, nous ne présentons pas l'intégralité des résultats pour nos deux spécifications à cinq variables endogènes. Aussi, hormis naturellement celle du crédit domestique (CD), les réponses présentées sont celles issues du modèle incluant l'agrégat monétaire m_t – à cet égard, il est intéressant de noter que le schéma d'identification alternatif incluant le crédit domestique conduit à des résultats presque identiques pour les fonctions de réponse du Produit intérieur brut (PIB), de la Production Industrielle (PI), des prix à la consommation (IPC), du taux d'intérêt (TI) et du taux de change (TC). En outre, quelle que soit la variable de produit incluse dans les estimations (PIB ou PI), les réactions des autres variables endogènes aux différents chocs sont également très proches – ce qui n'est pas surprenant, dans la mesure où les réactions du PIB et de PI sont presque toujours qualitativement similaires. C'est pourquoi les réponses d'IPC, de TC, MON et CD proviennent de la spécification incluant le PIB. Enfin, dans le but de les relier explicitement au régime monétaire, les résultats sont regroupés selon le classement présenté dans le tableau 2.

Si nous considérons pour commencer le choc sur le taux d'intérêt, un premier tour d'horizon souligne quelques faits importants. Tout d'abord, la réaction maximale du produit (PIB et PI) à un resserrement de la politique monétaire est presque toujours négative (hormis pour la Pologne, cf. *infra*), conformément aux intuitions théoriques présentées précédemment, mais la significativité et l'ampleur varient d'un pays à l'autre. Concernant l'inflation, en revanche, la situation est beaucoup plus hétérogène, les résultats étant partagés entre baisses et hausses à la significativité variable. Concernant l'agrégat M2,

Tableau 3a : impacts maximaux des chocs monétaires (période d'ensemble)

	Choc sur le taux d'intérêt						Choc sur M2				
	PIB	IPC	TC	MON	PI	CD	PIB	IPC	IR	TC	PI
<i>Groupe 1</i>											
Estonie	-0,27 (8) <i>-2,08</i>	0,06 (2) <i>0,86</i>	SO	-0,66 (5) <i>-1,74</i>	-0,44 (9) <i>-2,00</i>	-0,93 (7) <i>2,51</i>	0,22 (4) <i>2,75</i>	0,03 (3) <i>0,75</i>	-0,10 (3) <i>-1,67</i>	SO	0,41 (5) <i>3,15</i>
Lettonie	ND	-0,05 (11) <i>-1,25</i>	SO	-0,26 (2)	-1,13 (2) <i>-3,53</i>	-0,91 (3) <i>-2,28</i>	ND	-0,03 (17) <i>-1,00</i>	-0,14 (2) <i>-4,67</i>	SO	-0,43 (10) <i>-1,54</i>
Lituanie	-0,33 (4) <i>-1,18</i>	-0,01 (7) <i>-0,17</i>	SO	-0,29 (4) <i>-0,81</i>	-0,56 (3) <i>-0,62</i>	0,65 (2) <i>0,78</i>	0,35 (2) <i>3,50</i>	-0,02 (4) <i>-0,67</i>	-0,02 (2) <i>-0,40</i>	SO	0,15 (4) <i>0,44</i>
<i>Groupe 2</i>											
Pologne	ND	0,16 (6) <i>1,78</i>	-0,95 (2) <i>-2,79</i>	-0,35 (8) <i>-1,40</i>	0,67 (2) <i>2,23</i>	-0,42 (3) <i>-2,47</i>	ND	-0,04 (4) <i>-1,33</i>	0,06 (4) <i>2,00</i>	0,20 (2) <i>1,43</i>	0,26 (3) <i>2,36</i>
République Tchèque	-0,35 (4) <i>-2,50</i>	0,32 (4) <i>4,57</i>	-0,16 (7) <i>-0,80</i>	-0,55 (3) <i>-2,29</i>	-0,32 (4) <i>-1,28</i>	-0,53 (4) <i>-1,89</i>	-0,08 (3) <i>-2,00</i>	0,04 (4) <i>1,33</i>	0,03 (2) <i>0,75</i>	-0,07 (10) <i>-0,88</i>	0,09 (2) <i>0,69</i>
Slovaquie	-0,14 (2) <i>-1,27</i>	0,22 (3) <i>1,29</i>	-0,34 (8) <i>-0,92</i>	-1,65 (4) <i>-4,46</i>	0,28 (3) <i>0,76</i>	-2,98 (7) <i>-2,55</i>	0,03 (4) <i>1,00</i>	0,06 (2) <i>1,50</i>	-0,08 (3) <i>-4,00</i>	-0,06 (9) <i>-1,50</i>	0
<i>Groupe 3</i>											
Hongrie	-0,07 (7) <i>-0,70</i>	0,34 (4) <i>3,40</i>	0,24 (3) <i>1,09</i>	-0,33 (2) <i>-1,32</i>	-0,74 (3) <i>-1,35</i>	ND	-0,10 (2) <i>-1,75</i>	0,04 (2) <i>1,33</i>	-0,04 (3) <i>-0,80</i>	-0,30 (2) <i>-3,33</i>	0,10 (4) <i>1,25</i>
Slovénie	-0,77 (3) <i>-2,66</i>	0,08 (5) <i>1,14</i>	0,15 (5) <i>0,79</i>	-0,79 (5) <i>-1,61</i>	-0,38 (2) <i>-1,46</i>	-0,18 (2) <i>-0,75</i>	-0,10 (3) <i>-1,11</i>	0,05 (2) <i>1,67</i>	-0,12 (9) <i>-2,40</i>	-0,12 (10) <i>-2,40</i>	-0,09 (3) <i>-1,29</i>

Mois d'occurrence de l'impact entre parenthèses. *t* de Student en italique ND : non disponible, SO : sans objet.

Tableau 3b : impact cumulé significatif (période d'ensemble)

	Choc sur le taux d'intérêt						Choc sur M2				
	PIB	IPC	TC	MON	PI	CD	PIB	IPC	IR	TC	PI
<i>Groupe 1</i>											
Estonie	-0,72 (9) <i>-1,76</i>	0	SO	-3,44 (7) <i>-1,94</i>	-1,22 (11) <i>-1,91</i>	-0,68 (8) <i>-1,94</i>	2,27 (3) <i>1,99</i>	0	0	SO	4,46 (21) <i>1,79</i>
Lettonie	ND	0	SO	0	-7,44 (12) <i>2,01</i>	-3,15 (5) <i>1,94</i>	ND	0	-0,26 (5) <i>-1,63</i>	SO	0
Lituanie	0	0	SO	0	0	0	1,21 (8) <i>1,95</i>	0	0	SO	0
<i>Groupe 2</i>											
Pologne	ND	0,76 (7) <i>1,95</i>	-6,24(7) <i>-2,00</i>	-1,08 (9) <i>-1,66</i>	1,01 (4) <i>1,91</i>	-2,22 (8) <i>-1,87</i>	ND	0	0,27 (2) <i>1,69</i>	0	0,83 (16) <i>2,13</i>
République Tchèque	-1,18 (6) <i>-2,31</i>	1,07 (17) <i>1,98</i>	0	-1,41 (5) <i>-2,07</i>	-1,53 (15) <i>-1,76</i>	-3,85 (21) <i>-2,01</i>	-0,15 (3) <i>-2,14</i>	0	0	0	0
Slovaquie	0	0	0	-13,18 (21) <i>-2,22</i>	0	-37,79 (21) <i>-2,27</i>	0	0	-0,66 (29) <i>-2,00</i>	0	0
<i>Groupe 3</i>											
Hongrie	0	2,10 (13) <i>2,10</i>	0	0	0	ND	-0,23 (4) <i>-1,92</i>	0	0	-0,83 (5) <i>-2,08</i>	0
Slovénie	-2,20 (8) <i>-1,82</i>	0	0	-3,41 (6) <i>-2,56</i>	0	0	0	0,28 (13) <i>2,00</i>	-0,94 (15) <i>-2,47</i>	-1,13 (6) <i>-1,79</i>	-1,07 (17) <i>-1,63</i>

Le chiffre entre parenthèses indique la période (en mois) durant laquelle l'impact cumulé du choc est significatif. *t* de Student en italique. ND : non disponible, SO : sans objet.

les réponses sont toutes négatives (mais là encore, de significativité inégale), comme attendu dans le cadre IS-LM : un choc de politique monétaire restrictif est associé à une baisse de l'offre de monnaie, et donc de la création monétaire. Aucun véritable *exchange rate puzzle*, enfin, n'est à signaler pour les pays concernés, mais la réaction du taux de change pour ces derniers est en fait rarement significative.

L'examen par groupe de pays permet d'affiner cette vue générale. Tout d'abord, les pays en régime de

caisse d'émission (*Groupe 1*) montrent une réaction toujours négative du produit (mais pas significative pour la Lituanie) au choc de politique monétaire restrictive, autour de -0,3 % pour le PIB, et comprise entre -0,44 et -1,13 % pour la production industrielle. Ces valeurs correspondent de très près à celle avancées par Gerlach et Smets (1995)⁽²¹⁾ pour l'Allemagne, la France et l'Italie (entre -0,5 et -1%), ainsi qu'à celles estimées par Dedola et Lippi (2005), comprises entre -0,7 et -0,9 %. En outre, tant les mois d'occurrence de l'impact maximal (entre 4 et 8 mois

pour le PIB, entre 3 et 9 mois pour la PI) que la persistance des effets du choc sur le produit, ne dépassant pas une année, sont également très similaires à ceux déterminés par Mojon et Peersman (2003) pour les pays de la zone euro. En tout état de cause, ces résultats s'inscrivent tout à fait dans les délais de transmission habituellement reconnus pour la politique monétaire (ordinairement 6 à 18 mois, cf. Svensson, 2003) et sont conformes aux *a priori* théoriques en faveur de la neutralité de long terme de la politique monétaire. En revanche, aucune réaction sur les prix n'est discernable, le point d'impact maximal étant pour tous très proche de 0, et la persistance du choc nulle. Comme mentionné précédemment, les signes des réponses de MON sont tous conformes à ce qui est attendu, mais seule l'Estonie affiche une réaction significative. Concernant CD, la contraction attendue du volume de crédit offert a bien lieu, dans des proportions similaires et significatives pour l'Estonie et la Lettonie, contrairement à la Lituanie qui n'affiche aucune réaction significative. Cette dernière se distingue donc, au sein du groupe 1, par son absence presque totale de sensibilité aux chocs de politique monétaire.

Le groupe 2 se caractérise par une hétérogénéité beaucoup plus marquée dans les réactions à un choc restrictif de politique monétaire. Seule la République Tchèque affiche une réaction négative significative du PIB, qui s'éteint au bout de 2 trimestres. Alors qu'aucune réaction statistiquement différente de 0 n'est perceptible pour la Slovaquie, la PI polonaise connaît une *pic* positif à la suite de l'augmentation du taux d'intérêt, l'accroissement demeurant persistant un peu plus d'un trimestre, contrevenant alors totalement aux attentes théoriques – un *output puzzle* en quelque sorte. La réaction des prix pour les trois pays est en revanche identique, tous affichant un accroissement à la suite du choc positif sur le taux d'intérêt. Nous nous trouvons donc face à trois *price puzzles*, bien que seules les réponses polonaise et tchèque soient significatives et persistantes. Ce résultat est d'autant plus frappant que nos spécifications combinent plusieurs variables présentées comme des remèdes à ce problème : prix des matières premières (Sims, 1992), agrégat monétaire (Leeper et Roush, 2003) et *output gap* (Giordani, 2004). À l'inverse, la réaction du taux de change est bien négative pour les trois pays, traduisant l'appréciation attendue, mais cette dernière n'est significative et persistante (sur un peu plus de deux trimestres) que pour la Pologne. La création monétaire de cette dernière semble au contraire peu affectée par le choc, alors que la variable MON connaît une décre rapide, avec un impact maximum dès le premier trimestre, et persistant pour la République Tchèque et la Slovaquie. Cette dernière montre la réaction la plus substantielle, le choc persistant 7 trimestres. La variable CD suit un comportement similaire,

réagissant de façon plus significative que MON en Pologne.

Le groupe 3 révèle également quelques divergences importantes entre la Hongrie et la Slovaquie. Alors que le PIB slovène tend à se contracter dans des proportions et suivant une durée similaire à celles constatées pour le groupe 1, la production hongroise (PIB et PI) ne montre pas de réaction significative. De même, les résultats soulignent la présence d'un *price puzzle* significatif et persistant sur plus d'une année pour la Hongrie, alors que l'inflation slovène n'affiche aucune réaction statistiquement différente de 0. Pour les deux pays en revanche, la réaction du taux de change tendrait vers l'*exchange rate puzzle* (dépréciation au lieu d'appréciation), mais aucune des deux réponses n'est significative. En outre, la raréfaction de la liquidité consécutive au resserrement de la politique monétaire n'apparaît conséquente qu'en Slovaquie, où elle persiste 6 mois. Faute de données adéquates pour la Hongrie, aucune comparaison n'est possible au niveau de CD, mais il est toutefois utile de signaler l'absence de réponse du crédit domestique slovène à la restriction monétaire.

Si nous considérons maintenant un choc positif sur l'agrégat monétaire, la répartition par régime monétaire révèle moins de caractéristiques propres à chaque groupe. En effet, les réactions des prix et du produit sont généralement très faibles en valeur absolue et peu ou pas significatives pour l'ensemble des pays considérés. Ainsi, seuls le produit de l'Estonie, de la Lituanie et celui de la Pologne réagissent positivement et durablement à l'accroissement de la création monétaire. Pour tous les autres pays, aucune réaction significative n'est à signaler, hormis une très légère décroissance pour la République Tchèque, contre-intuitive dans le cadre IS-LM. Il est utile de souligner que ces résultats sont très similaires à ceux obtenus par Sims (1992) dans le cadre des pays du G5 (Allemagne, États-Unis, France, Japon et Royaume-Uni). Le taux d'intérêt, quant à lui, doit théoriquement réagir négativement au choc positif sur l'agrégat monétaire : ce dernier, toutes choses égales par ailleurs, va en effet conduire à une augmentation de l'offre de monnaie, et donc une baisse du taux d'intérêt. C'est effectivement ce qui est observé pour six des huit pays considérés, mais la contraction n'est significative que pour quatre d'entre eux : l'Estonie, la Lettonie, la Slovaquie, et la Slovaquie, mais dans des proportions somme toute modestes, comparées aux réponses de MON constatées lors d'un choc sur le taux d'intérêt. S'agissant des deux autres pays, République Tchèque et Pologne, seule cette dernière affiche une réaction significativement positive (mais quantitativement faible) du taux d'intérêt au choc sur M2. Elle est donc seule à être concernée par le problème de *liquidity puzzle* sur la période d'ensemble. Enfin, si les réponses du taux de change ne sont jamais statistiquement différentes de 0 pour le groupe 2, elles soulignent une appréciation

significative et persistante pour les pays du groupe 3, dans le sens contraire à celui prédit par le modèle IS-LM en économie ouverte.

Au total, ce premier examen sur la période d'ensemble révèle quelques enseignements importants, au premier rang desquels une réaction du produit à un choc de taux d'intérêt cohérente avec le cadre IS-LM/monétariste pour une majorité de pays – mais pas pour tous. Cependant, les réactions des prix se partagent entre absence de significativité et *price puzzles*, tandis que le choc sur *M2* ne révèle pas un effet de liquidité très puissant, conduisant même à un *liquidity puzzle* pour la Pologne. Peu facilement compréhensibles à la lumière de l'approche keynésienne/monétariste conventionnelle, ces problèmes pourraient à notre sens être reliés à la confusion de plusieurs régimes monétaires sur la période, comme le soutiennent Castelnovo et Surico (2006). En effet, si l'analyse précédente offre l'avantage d'exploiter toute l'information disponible en termes d'observations, elle conduit également à faire cohabiter deux régimes monétaires distincts pour la plus grande partie des pays de notre échantillon, et peut donc masquer un certain nombre d'évolutions des mécanismes de transmission de la politique monétaire. Nous examinons la validité de cette intuition dans la section suivante.

Impact des chocs monétaires sur les sous-périodes

Les tableaux 4a et 4b présentent les réponses issues des estimations effectuées sur les sous-périodes correspondant à un régime monétaire homogène pour chaque pays. Pour faciliter les comparaisons, nous reproduisons les résultats obtenus

précédemment pour l'Estonie et la Lettonie, pays ayant connu un seul régime monétaire sur la période.

Une première analyse générale des conséquences du choc restrictif sur le taux d'intérêt révèle d'emblée quelques différences importantes avec les résultats obtenus sur la période d'ensemble. Les réponses enregistrées par le produit (PIB et PI) sont désormais toutes négatives et significatives dans une très grande majorité des cas, conformes au cadre IS-LM et à sa variante monétariste. Les réactions des prix, quant à elle, sont beaucoup plus homogènes que sur la période d'ensemble, seule la Hongrie continuant d'afficher une accélération de l'inflation suite à une augmentation du taux d'intérêt (cf. *infra*). Cependant, aucune diminution durablement persistante n'est identifiable. Les réponses de l'agrégat *M2* sont toutes dans le sens de la contraction attendue, avec une significativité renforcée par rapport à la période d'ensemble.

Si nous poursuivons l'analyse par régime monétaire, le groupe 1 gagne une cohésion nouvelle par rapport à la période d'ensemble. En effet, la Lituanie présente désormais une réaction du PIB en ligne avec celles du produit estonien et letton, avec des caractéristiques comparables à celles déjà évoquées précédemment (impact maximum au bout de 2 mois, le choc cesse d'avoir des effets significatifs au bout d'à peu près un an). À -0,67 %, la réponse est quantitativement comparable à celles relevées par Gerlach et Smets (1995) ou Dedola et Lippi (2005) sur la France, l'Allemagne et l'Italie. La variable MON, quant à elle, réagit de façon nettement plus significative au resserrement monétaire, mais la contraction de *M2* s'évanouit au bout de 2 mois. À l'inverse, le crédit domestique demeure insensible à

Tableau 4a : impacts maximaux des chocs monétaires (sous-périodes)

	Choc sur le taux d'intérêt						Choc sur M2				
	PIB	IPC	TC	MON	PI	CD	PIB	IPC	IR	TC	PI
<i>Groupe 1</i>											
Estonie	-0,27 (8) <i>-2,08</i>	0,06 (2) <i>0,86</i>	SO	-0,66 (5) <i>-1,74</i>	-0,44 (9) <i>-2,00</i>	-0,93 (7) <i>-2,51</i>	0,22 (4) <i>2,75</i>	0,03 (4) <i>0,75</i>	-0,10 (3) <i>-1,67</i>	SO	0,41 (5) <i>3,15</i>
Lettonie	ND	-0,05 (11) <i>-1,25</i>	SO	-0,26 (2) <i>-1,53</i>	-1,13 (2) <i>-3,53</i>	-0,91 (3) <i>-2,28</i>	ND	-0,03 (17) <i>-1,00</i>	-0,14 (2) <i>-4,67</i>	SO	-0,43 (10) <i>-1,54</i>
Lituanie	-0,67 (2) <i>-2,39</i>	-0,15 (3) <i>-2,14</i>	SO	-0,52 (2) <i>-1,63</i>	-0,49 (5) <i>1,23</i>	0,32 (7) <i>0,56</i>	0,21 (3) <i>1,91</i>	0,05 (4) <i>1,67</i>	0,04 (2) <i>0,80</i>	SO	0,36 (4) <i>1,64</i>
<i>Groupe 2</i>											
Pologne	ND	-0,10 (10) <i>-0,71</i>	-1,67 (2) <i>-4,07</i>	-0,57 (2) <i>-1,58</i>	-0,86 (3) <i>-2,10</i>	-0,56 (3) <i>-1,81</i>	ND	-0,05 (4) <i>-1,67</i>	-0,05 (7) <i>-1,00</i>	0,39 (4) <i>2,05</i>	0,24 (3) <i>1,71</i>
République Tchèque	-0,93 (8) <i>-1,24</i>	-0,67 (2) <i>-2,16</i>	-0,98 (21) <i>1,00</i>	-0,91 (7) <i>-1,36</i>	-2,83 (2) <i>-1,13</i>	-3,99 (3) <i>-1,98</i>	0,12 (10) <i>2,00</i>	0,08 (6) <i>2,67</i>	0,03 (8) <i>2,33</i>	0,22 (3) <i>2,44</i>	0,15 (3) <i>0,83</i>
Slovaquie	-0,43 (3) <i>-2,69</i>	-0,21 (8) <i>-0,91</i>	-0,49 (5) <i>-0,83</i>	-1,59 (3) <i>-3,61</i>	-0,20 (3) <i>-0,48</i>	-1,15 (3) <i>-1,31</i>	0,03 (6) <i>1,50</i>	0,18 (2) <i>3,00</i>	-0,07 (3) <i>-2,33</i>	-0,09 (9) <i>-0,90</i>	0,13 (3) <i>1,18</i>
<i>Groupe 3</i>											
Hongrie	-0,27 (3) <i>-1,50</i>	0,37 (4) <i>3,36</i>	0,83 (3) <i>4,15</i>	-0,93 (3) <i>-3,21</i>	-0,29 (2) <i>-0,94</i>	ND	-0,18 (3) <i>-2,57</i>	0,06 (3) <i>1,20</i>	-0,07 (5) <i>-0,78</i>	-0,13 (7) <i>-0,93</i>	-0,18 (2) <i>-0,90</i>
Slovénie	-0,74 (3) <i>-2,47</i>	-0,06 (2) <i>-1,20</i>	0,20 (6) <i>0,87</i>	-0,87 (5) <i>-1,61</i>	-0,38 (2) <i>-1,46</i>	-0,16 (2) <i>-0,62</i>	0,07 (10) <i>1,40</i>	0,05 (4) <i>2,50</i>	-0,14 (9) <i>-2,00</i>	-0,14 (10) <i>-2,00</i>	-0,09 (3) <i>-1,29</i>

Mois d'occurrence de l'impact entre parenthèses. *t* de Student en italique. ND : non disponible, SO : sans objet.

Tableau 4b : impact cumulé significatif (sous-périodes)

	Choc sur le taux d'intérêt						Choc sur M2				
	PIB	IPC	TC	MON	PI	CD	PIB	IPC	IR	TC	PI
<i>Groupe 1</i>											
Estonie	-0,72 (9)	0	SO	-3,44 (7)	-1,22 (11)	-0,68 (8)	2,27 (3)	0	0	SO	4,46 (21)
	<i>-1,76</i>			<i>-1,94</i>	<i>-1,91</i>	<i>-1,94</i>	<i>1,99</i>				<i>1,79</i>
Lettonie	ND	0	SO	0	-7,44 (12)	-3,15 (5)	ND	0	-0,26 (5)	SO	0
					<i>2,01</i>	<i>1,94</i>			<i>-1,63</i>		
Lituanie	-3,77 (11)	-0,76 (7)	SO	-0,52 (2)	0	0	0,75 (5)	0	0	SO	0
	<i>-2,03</i>	<i>-2,05</i>		<i>-1,63</i>			<i>1,97</i>				
<i>Groupe 2</i>											
Pologne	ND	0	-3,86 (8)	0	0	-2,80 (8)	ND	0	0	0,97 (5)	0
			<i>-1,85</i>			<i>-1,93</i>				<i>2,11</i>	
République Tchèque	0	-1,13 (3)	0	0	0	-8,72 (4)	-0,41 (4)	0,74 (16)	0,38 (16)	0,71 (7)	0
		<i>-1,79</i>				<i>-1,64</i>	<i>-2,16</i>	<i>2,00</i>	<i>2,00</i>	<i>1,87</i>	
Slovaquie	-1,10 (6)	0	0	-4,69 (5)	0	0	0	0,58 (6)	-0,32 (10)	0	0
	<i>-2,04</i>			<i>-3,50</i>				<i>2,07</i>	<i>-2,13</i>		
<i>Groupe 3</i>											
Hongrie	0	1,96 (11)	2,97 (9)	-2,57 (5)	0	ND	-0,85 (8)	0	0	0	0
		<i>2,06</i>	<i>1,95</i>	<i>-2,38</i>			<i>-1,98</i>				
Slovénie	-2,13 (7)	0	0	-2,74 (5)	0	0	0	0,26 (10)	-0,97 (12)	-1,23 (14)	0
	<i>-1,92</i>			<i>-1,77</i>				<i>2,00</i>	<i>-1,70</i>	<i>-1,89</i>	

Le chiffre entre parenthèses indique la période (en mois) durant laquelle l'impact cumulé du choc est significatif. *t* de Student en italique. ND : non disponible, SO : sans objet.

l'augmentation du taux d'intérêt. La Lituanie se distingue également par une contraction significative du niveau général des prix, avec un pic atteint au bout d'un trimestre, et une persistance de plus de 6 mois. À cet égard, la Lituanie se singularise non seulement au sein de son groupe, mais aussi parmi tous les pays étudiés. Elle est ainsi l'un des deux seuls pays (le second étant la République Tchèque, cf. *infra*) à afficher une réaction des prix s'approchant de celle attendue dans le cadre IS-LM/monétariste, *i.e.* une diminution significative du niveau général des prix. Toutefois, cette diminution ne présente ni le caractère graduel attendu, ni la persistance sur plusieurs années.

Le groupe 2 est également marqué par un mouvement d'homogénéisation. Tout d'abord, la Pologne n'est plus marquée par le phénomène d'«*output puzzle*», en ce sens que sa PI subit désormais une contraction significative, quoique peu persistante. L'impact maximum est là encore très proche de ce qui est relevé pour les grands pays de la zone euro par les études susmentionnées. Il convient également de noter que la réaction du PIB tchèque, si elle continue d'aller dans le sens attendu, n'est plus significative. Deuxième résultat essentiel, les *price puzzles* signalés sur la période d'ensemble disparaissent totalement dans le cadre des estimations pratiquées sur sous-périodes, les réactions maximales étant désormais toutes négatives. Seule la République Tchèque peut cependant se prévaloir d'une diminution significative du niveau général des prix, cette dernière ne survivant pas au-delà d'un trimestre. Quoi qu'il en soit, l'intuition de Castelnovo et

Surico (2006) semble donc se confirmer pour ces trois pays : les périodes de régimes monétaires ouvertement et effectivement plus averses à l'inflation ne souffrent pas du phénomène de *price puzzle*, à l'inverse des régimes monétaires plus « faibles » - comme ce peut être le cas lorsque la politique monétaire est avant tout orientée vers la stabilisation du taux de change nominal. Quant aux réponses de ce dernier, elles demeurent toutes trois négatives (donc dans le sens attendu), mais seulement significative et persistante sur huit mois pour la Pologne, avec un impact cumulé presque deux fois moins fort que sur la période d'ensemble. Concernant les agrégats monétaires, les impacts maximaux reflètent toujours une contraction, mais cette dernière n'est plus vraiment significative pour la République Tchèque. Enfin, les réponses du crédit domestique ne montrent aucun changement qualitatif pour la Pologne et la République Tchèque (sens et significativité), mais elle n'est plus significative pour la Slovaquie. Pour la République Tchèque, il est à noter que la réaction de CD est devenue beaucoup plus importante, mais aussi beaucoup plus éphémère, comme le souligne notamment l'impact cumulé.

Le groupe 3, enfin, souligne l'accroissement du fossé entre la Hongrie et la Slovénie. Alors que cette dernière présente toujours une réaction cohérente du produit, tant en termes d'ampleur que de persistance, et une absence de réaction des prix, la première conjugue à la fois absence de réaction significative du produit (PIB et PI) et accroissement de l'inflation suite au resserrement monétaire. Le *price puzzle* se maintient quasiment à l'identique par rapport à la

période d'ensemble, désignant alors le *crawling peg* comme le régime de politique monétaire faible au sens de Castelnuovo et Surico (2006). La dépréciation du taux de change à la suite du choc de politique monétaire restrictif (un *exchange rate puzzle*), qui n'est pas non plus constatée dans le cas de la Slovénie, vient renforcer cette intuition. Afin de tester cette dernière, nous avons réestimé le modèle de la Hongrie sur la période d'ensemble de façon récursive, à partir de janvier 1995 – c'est-à-dire en diminuant progressivement la part du régime à crémaillère dans la période totale (résultats complets disponibles auprès des auteurs sur demande). Le *price puzzle* disparaît dès lors que le modèle est estimé sans les observations de l'année 1995, tout comme la dépréciation du taux de change, qui laisse place à l'appréciation attendue. Ces phénomènes apparaissent assez cohérents avec les heurts nombreux qu'a connus le régime à crémaillère hongrois durant son histoire, en 1995 précisément, mais aussi à la fin des années quatre-vingt-dix. À cet égard, il est utile de remarquer que le régime à crémaillère slovène, système *de facto*, a connu un parcours nettement moins difficile que le régime hongrois, système *de jure*. Même si la question mérite des développements se situant en dehors du champ de cette étude, il semble que la Slovénie ait réussi à imposer une crédibilité de son système de change à laquelle la Hongrie n'est jamais parvenue. Pour terminer sur le groupe 3, la réaction de l'agrégat monétaire est désormais négative et significativement persistante pour la Hongrie, seul point commun avec la Slovénie. Pour cette dernière enfin, la variable CD demeure statistiquement insensible à la contraction monétaire.

Il nous faut maintenant considérer les effets d'une hausse de 1 % de $M2$. Cette dernière parvient à entraîner une réponse positive du produit pour davantage de pays que lors de l'analyse sur la période d'ensemble, plus précisément du PIB pour l'Estonie, la Lituanie et la République Tchèque, et de la PI pour la Pologne. Deux réactions négatives sont à mentionner, celles de la PI lettonne et du PIB hongrois. Concernant les prix, les réactions sont soit non discernables de 0, soit positives, à l'exception de la Pologne, où une (très) légère baisse a lieu. Dans tous les cas, les variations sont quantitativement très faibles, en regard d'un choc de taux d'intérêt, et la persistance des effets du choc est nulle ou très faible (à l'exception des prix slovaques et slovènes). Ces résultats se rapprochent encore davantage de ceux obtenus par Sims (1992) sur les pays du G5. Il nous semble alors que sa conclusion selon laquelle les chocs sur l'agrégat monétaire ne sont pas véritablement interprétables selon le cadre IS-LM/monétariste peut être étendue au cas des Peco, dans le cadre de notre étude. Les modestes réactions du taux de change, non significatives pour la Slovaquie et la Hongrie, et contre-intuitive pour la Slovénie nous semblent d'ailleurs devoir renforcer ce diagnostic. Quant à l'effet de liquidité, il est

présent et persistant pour l'Estonie, la Lettonie, la Slovaquie et la Slovénie, non significatif pour la Lituanie, la Pologne, et la Hongrie, et légèrement positif (mais persistant sur plus de cinq trimestres) pour la République Tchèque. Le *liquidity puzzle* constaté sur la période d'ensemble pour la Pologne disparaît donc, mais laisse la place au même phénomène pour la République Tchèque. Il peut être interprété comme une réaction active du banquier central face à un choc positif sur la dette publique, générateur de création monétaire (voir Leeper, 1991) non désirée. L'explication convient assez bien à la situation de la République Tchèque, dont la dette publique a connu l'expansion la plus rapide parmi les pays étudiés depuis la fin des années quatre-vingt-dix. De façon plus générale, le débat sur l'effet de liquidité a été vif jusqu'à la fin des années quatre-vingt-dix⁽²²⁾ (cf. notamment l'aperçu de la littérature dans Bernanke et Mihov, 1998, et également, Kim et Roubini, 2000), et même si les contributions sur le sujet sont devenues plus rares, il est loin d'être tranché. Considérant l'ampleur modeste des réactions enregistrées dans le cadre de nos spécifications, dans un sens ou dans l'autre, il convient d'être prudent quant à leurs interprétations, même si la présomption reste en faveur d'un effet de liquidité « dans le bon sens ».

En somme, l'examen sur les sous-périodes homogènes en termes de régime monétaire vient souligner une réaction cohérente du produit à un choc monétaire, *i.e.* une contraction pour tous les pays, significative pour une grande majorité d'entre eux, dans des proportions et avec un degré de persistance compatible avec l'approche IS-LM/monétariste traditionnelle, et comparables avec les résultats enregistrés sur les grands pays de la zone euro. Quant à la réaction des prix, nous parvenons à éliminer les *price puzzles* constatés sur la période d'ensemble pour les pays en régime de change flexible, et à souligner la faiblesse du régime à crémaillère hongrois. Dans cette optique, nous parvenons à confirmer dans le cas des Peco le résultat obtenu par Castelnuovo et Surico (2006). En revanche, l'effet de liquidité, s'il est présent la plupart du temps, n'est que de faible ampleur, tandis que le choc restrictif sur le taux d'intérêt ne parvient presque jamais à générer une diminution durable de l'inflation, hormis, de façon très limitée, pour la Lituanie et la République Tchèque. Il existe plusieurs façons d'interpréter cette absence de réaction des prix. La présence de rigidités nominales est ainsi couramment invoquée dans la littérature des Var structurels (Dedola et Lippi, 2005). D'autres, comme Christiano *et alii* (1997) et Barth et Ramey (2001), fournissent une justification en termes d'effets de la politique monétaire sur le côté offre de l'économie. Il est également possible que les changements de régimes monétaires aient eu lieu de façon trop récente pour délivrer un nombre d'observations suffisant à l'identification d'une réaction négative des prix. Quoi qu'il en soit, les

résultats dont nous disposons, notamment en termes de réaction du produit et d'élimination des *price puzzles* lorsque l'on considère des régimes monétaires engagés de façon crédible dans la lutte contre l'inflation, nous semblent davantage aller dans le sens d'une convergence des mécanismes de transmission de la politique monétaire de ces pays avec ceux de la zone euro.

Conclusion

Cet article s'était donné pour objectif d'évaluer la capacité de la politique monétaire à influencer le produit et l'inflation dans les huit Peco ayant récemment adhéré à l'UE, et ses potentielles évolutions à la faveur des changements de régime monétaire intervenus dans beaucoup de ces pays. À cet effet, nous avons comparé les résultats obtenus sur la période janvier 1995-septembre 2004 avec des estimations obtenues sur des sous-périodes coïncidant avec la présence de régimes monétaires homogènes propres à chaque pays. Cette comparaison nous a également permis de déterminer si certaines énigmes auxquelles nous étions confrontés sur la période d'ensemble, au premier rang desquelles le *price puzzle*, pouvaient être éliminées lorsqu'on considérait des régimes monétaires stabilisés et crédibles.

Plusieurs résultats importants se dégagent alors de notre analyse. En premier lieu, les problèmes de *price puzzle* présents sur la période d'ensemble disparaissent lorsque les estimations sont effectuées sur des sous-périodes caractérisées par des régimes monétaires plus averses à l'inflation, comme c'est le cas pour la Pologne, la République Tchèque et la Slovaquie. Au contraire, il persiste et s'accompagne d'un *exchange rate puzzle* pour la Hongrie, dont nous avons souligné les difficultés du régime à crémaillère en comparaison du régime équivalent, mais *de facto*, de la Slovénie. Nous montrons alors à l'instar de Castelnuovo et Surico (2006) que les *price puzzles* pourraient être avant tout liés à des régimes de politique monétaire « faibles ». En second lieu, l'examen des réactions du produit et des prix aux chocs révèle un certain nombre de caractéristiques communes avec les pays membres de l'actuelle zone euro et plus généralement, les grands pays industrialisés. Ainsi, les réactions faibles, tant quantitativement que qualitativement, enregistrées face à un choc sur l'agrégat monétaire rapprochent nos résultats de ceux obtenus par Sims (1992) sur les pays du G5. Nous étayons alors sur le cas des Peco la conclusion de ce dernier, qui souligne que les chocs sur *M2* ne donnent lieu qu'à des réponses modestes et peu significatives, et ne sont donc pas vraiment interprétables dans un cadre IS-LM/monétariste. Les réactions du taux d'intérêt à un choc de liquidité sont également de faible ampleur, mais sont en très

grande majorité négatives, militant donc plutôt en faveur d'un (très) léger effet de liquidité. En outre, le produit répond pour la quasi-totalité des pays de la façon attendue à un choc positif sur le taux d'intérêt, c'est-à-dire par une décroissance temporaire, dans des proportions et avec des délais comparables à ceux des pays de la zone euro. Il reste le cas des prix, dont nos estimations soulignent l'absence de réaction véritable à la contraction monétaire, à une ou deux exceptions. Il nous semble que cette dernière ne devrait pas être sur-interprétée comme une défaillance des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans ces pays. Un certain nombre de raisons (rigidités nominales, impact sur l'offre de la politique monétaire...) peuvent être invoquées dans ce sens, et il est en outre possible que nous n'ayons pas encore le recul historique suffisant pour mettre en lumière un effet négatif d'un resserrement de la politique monétaire sur les prix. À moyen terme, il pourra d'ailleurs être intéressant de pratiquer de nouvelles analyses incluant un plus grand nombre d'années durant lesquelles les régimes monétaires sont stabilisés, soit dans le cadre des spécifications utilisées dans cette étude, soit dans le cadre de modèles Var à changements de régime (*Markov-Switching Var*, voir notamment Krolzig, 1997), qui permettraient d'intégrer de façon pertinente l'information antérieure aux modifications de régimes de change intervenues à la fin des années 1990 ou au début des années 2000.

En l'état, nos résultats constituent un faisceau de présomptions en faveur d'une certaine homogénéisation des mécanismes de transmission de la politique monétaire avec les standards des pays industrialisés. Dans l'immédiat, ils nous semblent à même de dissiper les inquiétudes quant à la pertinence de l'entrée dans l'euro de la Slovénie intervenue en 2007, et de l'Estonie et de la Lituanie dans un avenir proche.

Notes

(1) C'est-à-dire, l'Estonie, la Hongrie, la Lettonie, la Lituanie, la Pologne, la Slovaquie, la République Tchèque, la Slovénie, auxquelles il convient donc de rajouter Chypre et Malte, portant le nombre total de nouveaux membres à dix. Depuis, la Bulgarie et la Roumanie ont rejoint l'UE au 1^{er} janvier 2007.

(2) D'autres solutions ont été récemment proposées. Leeper et Roush (2003) proposent l'inclusion d'un agrégat monétaire tandis que Giordani (2004) plaide de son côté pour l'inclusion d'une variable d'*output gap* dans le modèle.

(3) Cette comparaison est possible et pertinente du fait de la forte convergence nominale observée dans les Peco sur la période 1995-2004, comme le soulignent les tableaux A2 et A3 en annexe.

(4) La République Tchèque a connu plusieurs vagues d'attaques spéculatives à partir de mai 1997, après un premier élargissement de ses bandes de fluctuations. Ces dernières se sont poursuivies au cours de l'année 1998 pour connaître un point culminant lors de la crise russe du mois d'août, la situation ne se stabilisant que progressivement à la fin de l'année. Ceci explique notre choix de faire démarrer le régime monétaire homogène en 1999, plutôt qu'en 1998, car nous souhaitons considérer uniquement des régimes stabilisées – et donc recourir le moins possible à l'utilisation de variables muettes pour les sous-périodes, autrement que pour traiter des points aberrants isolés. La Pologne n'a pas connu de problèmes de cette ampleur, d'où le choix de laisser le point de départ du nouveau régime monétaire en juin 1998.

(5) En décembre 2003, le Fonds Monétaire International classait la Slovénie parmi les pays en régime de change à crémaillère, constatant que le « régime de change en vigueur *de facto* était différent de son régime *de jure* » (voir <http://www.imf.org/external/np/mfd/er/2003/eng/1203.htm>). Dans cette optique, le regroupement avec la Hongrie semble pertinent.

(6) Par la suite, nous utiliserons des taux de change cotés à l'incertain, autrement dit : 1 euro ou 1 dollar pour X unités de monnaie du pays considéré. Par conséquent, lorsque le taux de change s'accroît (resp. décroît), cela signifie que la devise du pays considéré se déprécie (resp. s'apprécie).

(7) Faute d'observations de production industrielle sur une période plus longue, l'estimation pour la Lituanie s'effectuera sur un intervalle plus restreint, c'est-à-dire 1998:1-2004 :9.

(8) Cf. Creel et Lévassour (2005). Comme le montrent ces auteurs pour la Hongrie, l'omission de ces variables peut avoir un impact non négligeable sur les réponses du produit et de l'inflation de certains pays à des chocs de politique monétaire.

(9) Afin de tenir compte de la politique active de réserves de change mis en place dans certains pays (dans le cadre des régimes à crémaillère, mais également lors de l'élargissement progressif des bandes de fluctuation, lors de mise en flottement progressive de la monnaie... cf. Duchêne *et alii*, 2004), nous avons également testé des spécifications alternatives incluant une variable de réserves de change, d'abord en la substituant à l'agrégat monétaire, puis conjointement à celui-ci. Ces modifications n'ont presque aucune conséquence sur les résultats présentés à la troisième partie, impactant légèrement la significativité de certains d'entre eux en quelques (rares) occasions. L'inclusion de variables muettes à des périodes significatives (entrée ou sortie de régime à crémaillère, élargissement de bandes de fluctuation...) n'entraîne pas davantage de modification.

(10) L'aspect majeur de cette technique consiste à utiliser des séries reliées à la variable d'intérêt, le PIB (dans notre cas, des séries mensuelles et trimestrielles de production industrielle), dans le cadre d'une régression s'appuyant sur le PIB en fréquence trimestrielle. En substance, la méthode de Chow et Lin (1971) permet de capter la corrélation entre les deux variables de façon à conserver l'allure cyclique générale de la série de production industrielle, mais les perturbations propres à cette dernière sont absorbées dans les résidus (supposés AR(1)) de la régression entre la variable d'intérêt et les variables auxiliaires. Pour plus de détails sur cette méthode, voir Héricourt (2005).

(11) À l'exception de la Pologne et la Lettonie, pour lesquelles nous ne disposons pas de séries de PIB trimestrielles en niveau suffisamment conséquentes.

(12) Concernant les différents statuts des taux de change, nous reprenons les schémas d'identification proposés par Elbourne et de Haan (2006), sauf pour la Lettonie. Ces derniers placent en effet le taux de change letton dans le vecteur des variables endogènes, ce qui ne nous semble pas pertinent pour les raisons évoquées ci-dessus.

(13) Tous les résultats des tests de stationnarité, de cointégration standards, récursifs et corrigés sont disponibles auprès des auteurs sur demande.

(14) Les différences annualisées ont été privilégiées par rapport aux différences premières, trop coûteuses en information.

(15) D'un point de vue statistique, cette technique présente l'avantage de conserver une grande partie de l'information présente dans les différences annualisées. En outre, elle correspond à la pratique contemporaine de la politique monétaire, qui s'établit généralement en fonction d'écart à une cible d'inflation, à la production potentielle, ou, lorsqu'il y a lieu, à un taux de change fixe. S'agissant du choix de la méthode de filtrage, le filtre de Hodrick-Prescott demeure une méthode d'extraction de tendance parmi les plus couramment utilisées, notamment du fait de sa simplicité formelle et de ses propriétés statistiques satisfaisantes (comme le soulignent Baghli *et alii*, 2002). Le paramètre de lissage, quant à lui, est fixé à $\lambda = 14400$, la valeur recommandée par Hodrick et Prescott (1997) pour les données mensuelles.

(16) À notre connaissance, seuls Elbourne et de Haan (2006) reprennent le cadre défini par Kim et Roubini (2000), pour l'appliquer aux Peco presque à l'identique. En plus des réserves d'ordre économique mentionnées ci-dessus, il est impossible d'évaluer la viabilité statistique leurs résultats, en l'absence de tests de suridentification.

(17) Nous avons également mené un test de robustesse de tous les résultats présentés à la section 4 en réestimant des fonctions de réponse généralisées (Pesaran et Shin, 1998) et non plus déduites d'une décomposition à la Cholesky. Les résultats auxquels nous sommes conduits (disponibles sur demande auprès des auteurs) sont dans une très grande majorité très similaires, voire identiques, à ceux obtenus dans le cadre d'une factorisation à la Cholesky.

(18) Il diffère légèrement de celui de Peersman et Smets (2003), qui supposent qu'un choc de politique monétaire n'affecte pas immédiatement la création monétaire. Nous maintenons l'ordre utilisé par Creel et Lévassour (2005) afin de faciliter la comparaison de nos résultats avec les leurs, mais comme ils le soulignent eux-mêmes dans leur recherche, les modifications d'ordre des variables monétaires et financières affectent très peu les résultats.

(19) Une exception est à signaler, concernant la Lituanie sur le sous-échantillon (1998:01-2002:01), pour laquelle nous avons dû retenir un retard de 1. Un nombre supérieur entraînait en effet des problèmes graves de stabilité des fonctions de réponse, probablement du fait du nombre réduit d'observations en jeu.

(20) Sans surprise, ils sont liés pour la plupart aux crises financières des années 1997-1999. Dans une majeure partie des cas, le problème s'est posé de façon moins aigue pour les sous-périodes, seuls quelques points isolés demandant à être traités. Cela a été fait, jusqu'à obtenir la normalité jointe des résidus (test de Jarque-Bera).

(21) Concernant les comparaisons quantitatives (*i.e.* portant sur l'ampleur des réactions), nous ne pouvons bien sûr considérer que les études utilisant le même type de choc que notre propre analyse, c'est-à-dire cent points de base sur le taux d'intérêt et non un écart type.

(22) Voir notamment Eurostat : (<http://epp.eurostat.cec.eu.int>), onglet "Economy and Finance – National Accounts".

(23) Le SME bis, ou plus exactement le nouveau Mécanisme de Taux de Change (MTC 2), succède à l'ancien système monétaire européen (SME), devenu sans objet avec l'introduction de l'euro. L'objectif du MTC2 est de maintenir la stabilité des taux de change entre l'euro et les monnaies nationales participant au MTC2 pour éviter des fluctuations des taux de change trop importantes dans le marché intérieur et préparer l'adhésion des nouveaux États membres à l'euro. Il est également à noter que la participation au SME bis pendant une période d'au moins deux ans constitue l'un des critères à satisfaire avant d'intégrer la zone euro.

Bibliographie

Amato J. et Gerlach S. (2001). "Modelling the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Emerging Market Countries Using Prior Information", *Bank of International Settlements Papers*, n°18, pp. 264-272.

Baghli M., Bouthevillain C., de Bandt O., Fraisse H., Le Bihan H. et Rousseaux P. (2002). "PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France", *Notes d'Etudes et de Recherche*, n° 89, Banque de France.

Barkoulas J. et Baum C. (1997). "A Re-Examination of the Fragility of Evidence from Cointegration-Based Tests on Foreign Exchange Market Efficiency", *Applied Financial Economics*, n° 7, vol. 6, pp. 635-43

Barth M. et Ramey V. (2001). "The Cost Channel of Monetary Transmission", in : Bernanke B. et Rogoff K. (eds.), *NBER Macroeconomic Annuals 2001*, Cambridge : MIT Press.

Bayoumi T. et Eichengreen B. (1993). "Shocking Aspects of European Monetary Unification", in : Torres F. et Giavazzi F. (eds.), *Growth and Adjustment in the European Monetary Union*, Cambridge: Cambridge University Press.

Bernanke B. et Mihov I. (1998). "The Liquidity Effect and Long-Run Neutrality", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n°49, pp. 149-194.

Botel C. (2002). "Monetary Policy, Exchange Rate and the Transmission Mechanism in Romania: a Structural VAR Approach", *mimeo*.

Castelnuovo E. et Surico P. (2006). "The Price Puzzle: Fact or Artefact?", *document de travail*, n° 288, Bank of England.

Cecchetti S. (1999). "Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Policy Transmission Mechanism", *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, n° 5, vol. 2, pp. 9-28.

Chow G. et Lin A. (1971). "Best Linear Unbiased Interpolation and Extrapolation of Time Series by Related Series", *Review of Economics and Statistics*, n° 53, vol. 4, pp. 372-375.

Christiano L., Eichenbaum M. et Evans C. (1997). "Sticky Price and Limited Participation Models of Money: a Comparison", *European Economic Review*, n° 41, pp. 1201-1249.

Christiano L., Eichenbaum M. et Evans C. (1999). "Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to What End?", in Taylor J. et Woodford M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, North Holland.

Christoffersen, P., Slok T. et Wescott R. (2001). "Is Inflation Targeting Feasible in Poland?", *Economics of Transition*, n° 9, vol. 1, pp. 153-174.

Creel J. et Levasseur S. (2005). "Monetary Policy Transmission Mechanisms in the CEECs: How Important Are the Differences with the Euro Area?", *document de travail*, n° 2005-02, Observatoire Français des Conjonctures Economiques.

Dedola L. et Lippi F. (2005). "The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the Industries of Five OECD Countries", *European Economic Review*, n°49, pp. 1543-1569.

Dickey D. et Fuller W. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, n° 74, pp. 427-431.

- Duchêne, G., Maurel M. et Najman B. (2004).** “Elargissement de l’Union européenne – présentation Générale”, *Economie et Prévision*, n°163, pp. 1-16.
- Eichenbaum M. (1992).** “Comments on ‘Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy’, by C. A. Sims”, *European Economic Review*, n° 36, vol. 5, pp. 1001-1011.
- Elbourne A. et de Haan J. (2006).** “Financial Structure and Monetary Policy Transmission in Transition Countries”, *Journal of Comparative Economics*, n° 34, vol. 1, pp. 1-23.
- Eurostat (1999).** *Handbook of Quarterly National Accounts*. Luxembourg.
- Ganev G., Molnar K., Rybinski K. et Wozniak P. (2002).** “Transmission Mechanism of Monetary Policy in Central and Eastern Europe”, *Case Report*, n° 52, Center for Social and Economic research.
- Gerlach S. et Smets F. (1995).** “The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G7 countries”, *Discussion Paper* n° 1219, Center for Economic Policy Research.
- Giordani P. (2004).** “An Alternative Explanation of the Price Puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, n° 59, pp. 1271-1296.
- Gottschalk J. et Moore D. (2001).** “Implementing Inflation Targeting Regimes: the Case of Poland”, *Journal of Comparative Economics*, n° 29, pp. 24-39.
- Grilli V. et Roubini N. (1995).** “Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries”, *Working paper*, n° 95-17, Yale University.
- Gunduz B. (2003).** “The Monetary Policy Transmission in the Czech Republic”, *Country Report*, International Monetary Fund.
- Hanson D. (2004).** “The “Price Puzzle” Reconsidered”, *Journal of Monetary Economics*, n° 51, vol. 7, pp. 1385-1413.
- Héricourt J. (2005).** “Essais sur la pratique de la politique monétaire sous différents régimes monétaires : de la zone euro à la Turquie”, *Thèse de doctorat*, pp. 150-152, Université Paris I Panthéon-Sorbonne.
- Hodrick R. et Prescott E. (1997).** “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, n° 29, vol. 1, pp. 1-16.
- Horskà H. (2001).** “Inflation Targeting in Poland - A Comparison with the Czech Republic”, *mimeo*, University of Prague.
- Johansen S. (1996).** *Likelihood Based Inference on Cointegration in the Vector Autoregressive Model*. Oxford University Press: Oxford (seconde édition).
- Kim S. et Roubini N. (2000).** “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: a Solution with a Structural VAR Approach”, *Journal of Monetary Economics*, n° 45, vol. 3, 561-586.
- Krolzig H. (1997).** *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Berlin : Springer.
- Kuijs L. (2002).** “Monetary Policy Transmission Mechanisms and Inflation in the Slovak Republic,” *Working Paper*, n° 02-80, International Monetary Fund.
- Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P. et 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*, n° 54, pp. 159-178.
- Leeper E. (1991).** “Equilibria Under “Active” and “Passive” Monetary and Fiscal Policies”, *Journal of Monetary Economics*, n° 27, pp. 129-147.
- Leeper E. et Gordon D. (1992).** “In Search of the Liquidity Effect”, *Journal of Monetary Economics*, n° 29, pp. 341-369.
- Leeper E. et Roush J. (2003).** “Putting “M” back in Monetary Policy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, n° 35, vol. 6, pp. 1217-1256.
- Leeper E., Sims C. et Zha T. (1998).** “What Does Monetary Policy Do?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, pp. 1-78.
- Maliszewski W. (1999).** “VAR-ing Monetary Policy in Poland”, *Studies and Analyses*, n° 188, Center for Social and Economic Research.
- Maliszewski W. (2002).** “Monetary Policy in Transition: Structural Econometric Modelling and Policy Simulations”, *Studies and Analyses*, n° 246, Center for Social and Economic Research.
- Mojon B. et Peersman G. (2003).** “A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in the Individual Countries of the Euro Area”, in Angeloni I., Kashyap A. et Mojon B. (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Peersman G. et Smets F. (2003).** “The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis”, in Angeloni I., Kashyap A. et Mojon B. (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran S. et Shin Y. (1998).** “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Economic Letters*, n° 58, vol. 1, pp. 17-29.
- Reichenstein W. (1987).** “The Impact of Money on Short Term Interest Rates”, *Economic Inquiry*, n° 25, pp. 67-82.
- Sephton P. et Larsen H. (1991).** “Tests of Exchange Market Efficiency: Fragile Evidence from Cointegration Tests”, *Journal of International Money and Finance*, n°10, pp. 561-570.
- Sims C. (1980).** “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, n° 48, vol. 1, pp. 1-48.
- Sims C. (1992).** “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, n° 36, vol. 5, pp. 975-1000.
- Svensson L. (2003).** “What is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy Rules through Targeting Rules”, *Journal of Economic Literature*, n° 41, vol. 2, pp. 426-477.

Annexe : les Peco et l'euro, quelques éléments de contexte

Tableau A.1 : échéancier d'adoption de la monnaie unique

	Entrée dans le SME bis ⁽²³⁾	Date cible pour l'adoption de l'euro
Estonie	28-juin-04	1 ^{er} janvier 2008
Hongrie	Date non encore fixée	1 ^{er} janvier 2010
Lituanie	28-juin-04	1 ^{er} janvier 2008
Lettonie	02-mai-05	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-04	Entrée effectuée au 1 ^{er} janvier 2007

Source : Chambre de Commerce et d'Industrie de Paris et Commission européenne, Direction des affaires Économiques et financières, septembre 2005. (http://europa.eu.int/comm/economy_finance/euro/transition/preparations.pdf).

Tableau A.2 : taux d'inflation annuel, en %

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<i>Zone euro</i>	2,3	2,1	1,6	1,1	1,1	2,3	2,1	2,3	2,1	2,1	2,2
Estonie	28,8	23,1	10,6	8,2	3,3	4	5,7	3,6	1,3	3,0	4,1
Hongrie	28,3	23,6	18,3	14,2	10,0	9,8	9,2	5,3	4,6	6,8	3,6
Lettonie	25,0	17,6	8,4	4,7	2,4	2,7	2,5	1,9	2,9	6,2	6,8
Lituanie	39,7	24,6	8,9	5,1	0,8	1,0	1,3	0,3	-1,2	1,2	2,7
Pologne	28,1	19,8	15,1	11,7	7,3	10,1	5,5	1,9	0,8	3,6	2,1
République Tchèque	9,5	8,8	8,4	10,7	2,1	3,9	4,7	1,8	0,1	2,8	1,8
Slovaquie	9,9	5,8	6,1	6,7	10,6	12,0	7,3	3,3	8,6	7,5	2,7
Slovénie	13,4	9,9	8,4	7,9	6,2	8,9	8,4	7,5	5,6	3,6	2,5

Tableau A.3 : taux d'intérêt à 3 mois du marché monétaire, en %

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<i>Zone euro</i>	6,8	5,1	4,4	4,0	3,0	4,4	4,3	3,3	2,3	2,1	2,2
Estonie	4,9	3,5	6,4	11,7	5,4	5,7	5,3	3,9	2,9	2,5	2,4
Hongrie*	31,0	27,8	25,3	19,5	16,3	13,8	11,3	9,5	13,5	10,5	7,0
Lettonie	22,4	13,1	3,8	4,4	4,7	3,00	5,2	3,0	2,9	3,3	2,5
Lituanie	26,7	20,3	9,6	6,1	6,3	3,6	3,4	2,2	1,8	1,5	2,0
Pologne	25,8	20,6	22,4	20,6	13,6	18,2	16,2	9,4	5,8	6,0	5,3
République Tchèque	10,9	12,7	17,5	10,1	5,6	5,4	4,7	2,6	2,1	2,6	2,2
Slovaquie**	9,0	9,3	13,4	16,3	14,4	8,5	6,5	6,6	5,3	4,1	2,4
Slovénie	12,2	14,0	9,7	7,5	6,9	7,00	6,9	4,9	5,6	4,4	3,7

* taux directeur de la banque centrale

** taux de dépôt