

**Stabilité financière
dans les nouveaux États membres
et pays candidats à l'Union européenne**

Pavel DIEV

*Direction des Analyses macroéconomiques
et de la Prévion*

*Service des Études macroéconomiques
et de Synthèses internationales*

Cyril POUVELLE

*Direction des Relations internationales
et européennes*

Service des Relations européennes

Débats économiques n° 5

Les *Débats économiques* reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-france.fr ».

Stabilité financière dans les nouveaux États membres et pays candidats à l'Union européenne

Pavel DIEV

*Direction des Analyses macroéconomiques
et de la Prévision*

*Service des Études macroéconomiques
et de Synthèses internationales*

Cyril POUVELLE

*Direction des Relations internationales
et européennes*

Service des Relations européennes

La croissance rapide des crédits dans les nouveaux États membres de l'Union européenne et pays candidats a soulevé la question de la stabilité financière des pays de la région. Cette croissance rapide des crédits a été en effet accompagnée par la détérioration de la balance des comptes courants et la distribution massive de crédits en devises.

Dans un premier temps, nous analysons la stabilité globale du secteur bancaire face à l'augmentation très rapide des crédits. Compte tenu de la part élevée des crédits en devises, nous examinons l'exposition face au risque de change. Nous identifions que la principale vulnérabilité pour le système bancaire provient de la position ouverte de change des emprunteurs finaux (ménages et entreprises) ayant souscrit des crédits en devises. Ces agents n'ont généralement pas de couverture face au risque de change. En cas de dépréciation de la devise nationale le système bancaire serait ainsi exposé à une hausse des défauts de paiement sur les prêts en devises. Nous qualifions ceci de risque de crédit « indirect » pour le système bancaire.

Dans un second temps, nous nous interrogeons sur la probabilité d'une crise de change. Nous estimons un modèle économétrique qui montre une relation significative et négative entre la croissance des crédits et la balance du compte courant dans ces pays, c'est-à-dire qu'une hausse d'un point de pourcentage du ratio de crédit sur PIB détériorerait le ratio de balance du compte courant sur PIB de 0,5 point de pourcentage. En conséquence, une croissance excessivement forte des crédits contribuerait à détériorer le compte courant au-delà d'un niveau jugé soutenable et augmenterait la probabilité d'une crise de change. Actuellement, la vulnérabilité externe reste contenue dans les pays analysés mais elle a augmenté dans la plupart d'entre eux depuis 2000.

Enfin, nous mettons en œuvre des tests de causalité pour évaluer la nature de la croissance des crédits. Lorsque la causalité détectée va dans le sens de la croissance des crédits vers la demande interne et non l'inverse, ceci pourrait être interprété comme un risque potentiel pour le système dans la mesure où la forte croissance des crédits entraîne une surchauffe allant au-delà des évolutions liées au simple rattrapage. Pour les pays où ce test est significatif une causalité des crédits vers la demande interne est détectée en Bulgarie, Estonie, Lettonie et Pologne. La causalité détectée est inversée en Croatie et en Roumanie.

Mots clés : croissance des crédits, nouveaux États membres, approche monétaire de la balance des paiements, crise de change, crise bancaire

Codes JEL : C33, E51, F32, G21

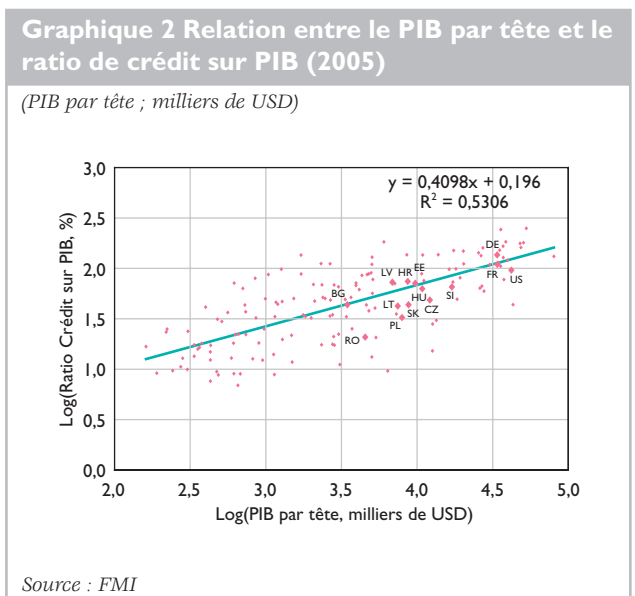
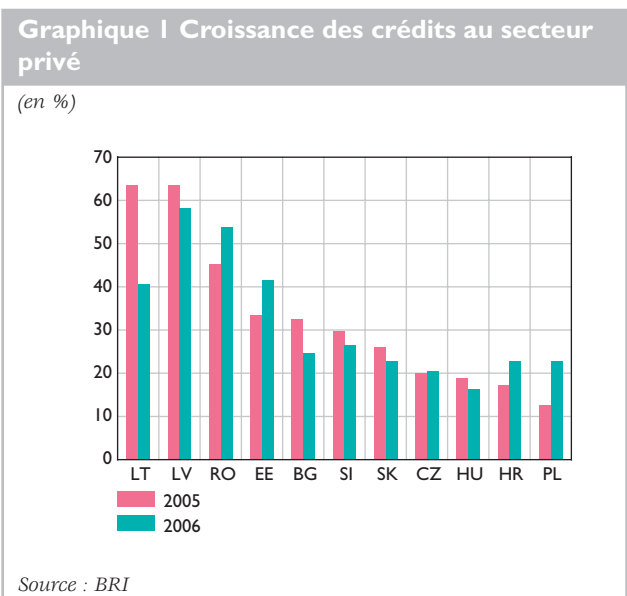
I | Introduction

Dans les années récentes, les économistes et décideurs politiques européens ont été alertés par l'accroissement des déséquilibres macroéconomiques dans les nouveaux États membres (NEM) de l'Union européenne (UE) et pays candidats ¹. La croissance très rapide des crédits a reçu une attention particulière car tous les pays (sauf la Hongrie) ont enregistré des taux de croissance du crédit au secteur privé dépassant les 20 % pour l'année 2006 avec un sommet à 58 % pour la Lettonie. Naturellement s'est posée la question de la stabilité financière des pays de la région car la littérature économique identifie la croissance forte des crédits comme un indicateur avancé de crise financière (cf. Kaminsky et Reinhart, 1999) dont la confirmation la plus récente a été la crise asiatique de 1997.

Quelques études récentes, académiques et institutionnelles, ont analysé la question de la croissance rapide des crédits des pays de la région. L'approche couramment utilisée consiste à détecter une croissance excessive des crédits par l'estimation d'une relation d'équilibre de long terme de l'évolution du stock de crédit (le graphique 2 illustre l'idée d'une relation de long terme entre le ratio du crédit rapporté au PIB et le niveau de revenu par tête). En positionnant ensuite les pays vis-à-vis de cette relation d'équilibre on peut détecter les situations d'une croissance excessive des crédits. Deux études ont adopté cette méthodologie : une étude de la BCE réalisée par Boissay *et alii* (2005) et une étude de la Banque nationale de Hongrie de Kiss *et alii* (2006). Leur résultat principal est de mettre en évidence une croissance excessive des crédits pour les pays Baltes.

L'inconvénient de cette approche appliquée aux pays de la zone étudiée provient de l'absence de séries macroéconomiques suffisamment longues sur la base desquelles la relation d'équilibre de long terme puisse être estimée. Pour contourner cette difficulté, les études précitées estiment la relation d'équilibre pour les pays développés de l'UE et appliquent les coefficients obtenus dans le cas des pays d'Europe centrale et orientale. Cependant, cette approche est discutable car elle présuppose que les deux groupes de pays partagent les mêmes caractéristiques structurelles, ce qui n'est pas le cas pour les pays d'Europe centrale et orientale qui sont en phase de transition d'une économie planifiée vers une économie de marché. En particulier, le point de départ de ces économies au début des années quatre-vingt-dix est caractérisé par un système financier

¹ Sont concernées : la Bulgarie (BG), la République Tchèque (CZ), l'Estonie (EE), la Croatie (HR), la Hongrie (HU), la Lettonie (LV), la Lituanie (LT), la Pologne (PL), la Roumanie (RO), la Slovénie (SI) et la Slovaquie (SK).



inexistant et une structure productive obsolète et entièrement entre les mains de l'État. Bien que le point final vers lequel ces pays convergent ne fasse pas de doute, à savoir un rapprochement vers la structure des pays développés d'Europe de l'Ouest, les caractéristiques du sentier de convergence qui doit les y amener ne sont pas bien connues. En effet il semble différent du sentier plus « classique » qu'ont suivi les pays émergents d'Asie ou d'Amérique latine, notamment grâce au processus d'intégration européenne auquel ces pays sont associés. Dans ces conditions, l'approche peut conduire à des résultats dont la pertinence doit être évaluée avec prudence. Au-delà de ces aspects, l'approche précitée se contente de détecter une croissance excessive pour les pays étudiés sans spécifier comment un retour vers l'équilibre pourrait être réalisé ni les effets d'une éventuelle crise financière.

Une approche alternative serait d'analyser attentivement la stabilité globale du système bancaire et l'impact de la croissance des crédits sur la vulnérabilité du système. Cette analyse (section 2) montre une situation apparemment solide avec toutefois une part élevée de crédits distribués en devises aux ménages et aux entreprises. Ces agents dont les actifs en devises seraient a priori faibles subiraient alors une exposition au risque de change. En cas de dépréciation de la devise nationale, les défauts de paiement sur les prêts en devises devraient augmenter et peser sur le bilan des banques. Nous qualifions ce mécanisme déclenché par une dépréciation des devises de risque de crédit « indirect » pour le système bancaire.

Quelle est la probabilité d'une dépréciation de la devise des pays étudiés ? Un des indicateurs de base de vulnérabilité externe est la taille du déficit courant. Or, dans la tradition de l'approche monétaire de la balance des paiements (cf. FMI, 1977), un accroissement du stock de crédit dans l'économie va amener, *ceteris paribus*, à un accroissement du déficit du compte courant (section 3). Ceci à son tour tend à compromettre la stabilité externe de l'économie par l'accumulation de dette extérieure et accroît le risque d'une crise de change. Cette piste de recherche a été analysée par quelques études récentes : Coricelli *et alii* (2006) et Duenwald *et alii* (2005) estiment une relation économétrique entre l'accroissement des crédits et la balance commerciale. Ils trouvent une relation significativement négative, c'est-à-dire la croissance des crédits détériore la balance commerciale. Par rapport à ces études, nous élargissons la taille de l'échantillon en utilisant des données de panel pour onze pays de la région ². L'utilisation de données de panel nous permet de contourner le problème d'absence de séries macroéconomiques suffisamment longues pour permettre des estimations individuelles. Nous utilisons la balance du compte courant comme variable expliquée, plutôt que la balance commerciale, afin de rester proches de l'esprit originel de l'approche monétaire de la balance des paiements.

Le fait que la croissance des crédits accroît la taille du déficit courant n'est pas suffisant pour évaluer la soutenabilité de ces déficits. Il nous faut une analyse plus qualitative de la croissance des crédits. Pour faire ceci il serait nécessaire d'évaluer la nature de la croissance des crédits : est-ce qu'elle est la contrepartie du processus de rattrapage ou bien est-elle engendrée de manière exogène par le système bancaire poursuivant une stratégie de gain de parts de marché ? Dans ce dernier cas, la croissance des crédits devrait donner lieu à un excès de liquidités alimentant une surchauffe de la demande interne. Nous essayons de répondre à cette question en testant la causalité entre les flux de crédit et la demande interne (section 4). Lorsque le test indique que la croissance des crédits cause la demande interne, ceci peut être interprété comme une situation où la distribution de crédits alimente une surchauffe de la demande. Si la causalité détectée va dans le sens contraire ceci serait alors interprété comme une situation saine où la croissance des crédits est la contrepartie du processus de rattrapage.

² Sont incluses dans l'échantillon : la Bulgarie, la République Tchèque, l'Estonie, la Croatie, la Hongrie, la Lettonie, la Lituanie, la Pologne, la Roumanie, la Slovénie et la Slovaquie.

2| Exposition du secteur bancaire au risque de change

Stabilité globale du secteur bancaire

Les modèles de crises de change de troisième génération³ sont fondés sur l'aléa moral, les problèmes d'information incomplète et les excès financiers comme facteurs de difficultés de balance des paiements. Ils soulignent le rôle des entrées de capitaux dans l'excès de crédit, les booms de la consommation et les déficits intenable du compte courant. Par conséquent, il convient d'analyser brièvement la situation des secteurs bancaires des pays concernés.

Les indicateurs de stabilité des secteurs bancaires transmettent une image plutôt positive, mais leur évolution nécessite un suivi attentif. La qualité des portefeuilles bancaires, mesurée par les créances douteuses, s'est améliorée depuis 2000, en raison du processus de restructuration bancaire qui a suivi les crises de la fin des années quatre-vingt-dix et du début des années deux mille dans certains pays. Elle semble nettement plus élevée que dans les pays d'Asie du Sud-est avant la crise de 1997 ou qu'en Argentine avant la crise de 2001. Mais les comparaisons entre pays doivent être interprétées avec beaucoup de prudence, en raison de différences méthodologiques et réglementaires dans la structure des créances douteuses. Par ailleurs, celles-ci ne constituent que des indicateurs retardés de crise car les faillites d'entreprises se produisent au bout d'un certain temps après le déclenchement d'une crise et en raison des délais réglementaires au bout desquels un arriéré de paiement entraîne le classement d'une créance comme douteuse (au moins trois mois, selon les réglementations nationales). Enfin, les ratios actuels de créances douteuses sont maintenus mécaniquement à un bas niveau, en raison de la croissance très élevée des crédits, qui entraîne une augmentation très rapide du dénominateur du ratio.

En outre, les ratios de provisionnement sont significativement inférieurs au niveau prévalant dans la zone euro et en Argentine avant la crise de 2001. Finalement, les ratios de capitalisation, bien que nettement supérieurs aux ratios nationaux minimums de 8 %–12 % et au ratio de Bâle I de 8 %, ont diminué depuis 2000 car les actifs ont crû rapidement. Le taux de diminution est particulièrement élevé en Bulgarie et en Lettonie et pourrait nécessiter l'injection de capitaux propres supplémentaires, si le rythme actuel de croissance des crédits devait continuer.

L'exposition du secteur bancaire au risque de change

Malgré la situation apparemment saine des secteurs bancaires dans les pays étudiés, une détérioration rapide des bilans bancaires ne peut pas être exclue en cas de crise de change, si les banques sont largement exposées au risque de change. L'analyse des indicateurs d'exposition au risque de change peut ainsi indiquer un canal potentiel de transformation d'une crise de change en crise bancaire.

Cette évaluation, qui doit prendre en compte les éléments de bilan et hors bilan des banques, est complexe. Dans la plupart des pays, la position non-couverte des banques en devises étrangères y compris les éléments de hors bilan, en pourcentage de leur capital social, est faible (cf. tableau 1, il s'agit d'un indicateur calculé par le FMI, notamment dans le cadre des missions Article IV).

Il convient donc de s'attacher à l'analyse de la situation des agents non-bancaires, particulièrement des ménages et des petites et moyennes entreprises, car une hausse de leur endettement en devises peut poser un problème pour leur solvabilité, en raison de leur accès limité aux instruments de couverture contre le risque de change et de leurs faibles ressources en devises, mobilisables pour assurer le service de leur dette.

On peut ainsi opérer une typologie des pays selon la différence entre le montant relatif des crédits au secteur privé en devises et des dépôts en devises. Dans certains pays, le solde des crédits en devises moins les dépôts

³ Voir Kaminsky (2006) pour une revue complète des modèles et des indicateurs de crises financières

Tableau 1 Déséquilibres en devises et exposition du secteur bancaire au risque de change en 2005

	Position de change non couverte des banques en % du capital	(Crédits en devises – dépôts en devises) / PIB
Hongrie	3,5	11
Pologne	2,5	- 7,1
Rep. Tchèque	0,3	- 17,8
Slovaquie	- 30	1,1
Estonie	80	52,3
Lettonie	15	40
Lituanie	1,8	14,1
Bulgarie	- 5,6	2,9
Roumanie	- 0,6	0,7 (2004)
Croatie	5,5	- 6,7 ¹⁾

Sources : FMI, banques centrales nationales, BCE, calculs des auteurs

1) y compris les prêts indexés sur des devises étrangères, qui sont significatifs en Croatie

en devises rapporté au PIB est négatif. Dans d'autres pays en revanche les crédits en devises atteignent des montants nettement supérieurs à ceux des dépôts, l'écart représentant parfois un pourcentage significatif du PIB (entre 11 et 53 points de PIB). Cette situation signifie que le risque de change lié à une éventuelle dépréciation de la monnaie nationale par rapport à l'euro est transféré aux emprunteurs ; elle entraîne en revanche un risque de crédit indirect pour les banques, car une dépréciation de la monnaie nationale pourrait réduire la solvabilité des emprunteurs, si leurs revenus ne sont pas à due proportion en euros. Dans une telle situation, il n'est pas certain que le collatéral requis par les banques soit suffisant pour les protéger de la diminution de la solvabilité des emprunteurs.

Une analyse à un niveau plus désagrégé est nécessaire dans la mesure où une position non couverte de change peut être limitée à un niveau agrégé, tout en étant très large à un niveau individuel ou sectoriel, ce qui peut impliquer des risques systémiques. Pour les pays pour lesquels la ventilation des prêts et des dépôts en devises entre ménages et entreprises est disponible, à savoir la Hongrie (uniquement pour les prêts), la Lettonie, la Bulgarie, la Roumanie et la Croatie, les entreprises non bancaires semblent porter un risque de change important, car le montant de leurs engagements en devises est plus élevé que le montant de leurs actifs en devises (cf. tableau 2). En ce qui concerne les ménages, ils font face à une exposition au risque de change variable. En Croatie et, dans une moindre mesure, en Hongrie, la valeur des emprunts des ménages en devises atteint un montant significatif du PIB, même si le montant de leurs dépôts en devises est encore

Tableau 2 : Exposition des ménages et des entreprises au risque de change dans les nouveaux États membres et les pays candidats à l'UE en 2004 (sauf indication contraire)

	Ménages : part des dépôts en devises dans le PIB	Ménages : part des crédits en devises et indexés dans le PIB	Entreprises non bancaires : part des dépôts en devises dans le PIB	Entreprises non bancaires : part des crédits en devises dans le PIB ¹⁾
Hongrie (2005)	nd	5	nd	11,2
Lettonie	7,3 ²⁾	11,7 ³⁾	11,3 ²⁾	36,9 ³⁾
Bulgarie	12,6	1,3	5	16
Roumanie	4,1	2,3	3,2	7,5
Croatie	32,6	28,8	4,9	5,6

Sources : FMI, banques centrales nationales, Backé, Reininger and Walko (2006)

1) à l'exclusion des prêts indexés sur des devises étrangères, qui sont significatifs en Croatie

2) actifs en devises

3) engagements en devises

nd : non disponible

plus élevé. Ceci indique que l'exposition potentielle des ménages dépend de la distribution des crédits et des dépôts en devises dans la population. Le rythme d'augmentation des crédits en devises doit donc être surveillé.

Enfin, la présence importante des banques étrangères dans la plupart des pays de l'échantillon est un facteur de sécurité contre des retraits brutaux de capitaux, mais elle peut également entraîner des effets de contagion entre pays.

3| Le lien entre la croissance des crédits et le déficit du compte courant

La section précédente a mis en évidence qu'une large partie des crédits distribués dans les pays étudiés sont en devises étrangères et ont été souscrits par des agents privés dont la protection face au risque de change serait faible. Ceci implique une exposition « indirecte » du système bancaire face à une dépréciation de la devise nationale. A son tour, le risque de dépréciation est en grande partie déterminé par la taille du déficit courant. Or, il se trouve qu'il existe un lien fort entre la croissance des crédits et la taille du déficit courant que nous allons développer dans cette section.

La croissance des crédits accroît les liquidités dans l'économie et devrait augmenter la demande de biens et services. Si l'offre est insuffisante pour satisfaire cette demande additionnelle, une partie de la demande sera dirigée vers l'étranger, ce qui contribuera à créer un déséquilibre du compte courant. L'objectif de cette section est de tester empiriquement dans quelle mesure la croissance des crédits contribue à déséquilibrer le compte courant dans les pays de la zone étudiée.

Le modèle estimé

Nous spécifions un modèle à retards échelonnés pour la balance du compte courant (cf. annexe pour les détails méthodologiques concernant le modèle à retards échelonnés). En tant que variables explicatives sont incluses : le flux total de crédit domestique, *i.e.* les crédits au secteur privé plus les crédits au secteur public ; la balance des comptes publics ; et le flux net d'investissements directs étrangers (IDE). Toutes les variables sont exprimées en pourcentage du PIB.

Le flux de crédit est notre variable d'intérêt et mesure l'impact « monétaire » sur le solde du compte courant. Les deux autres variables sont des variables de contrôle. La première d'entre elles est le solde public, souvent avancé comme un moyen d'influencer la balance du compte courant, notamment dans les recommandations récentes du FMI concernant les pays de la zone étudiée où dégager des excédents budgétaires est préconisé afin de stabiliser/réduire le déficit du compte courant. La deuxième variable de contrôle est le flux net d'IDE, les pays de la zone ayant attiré massivement des IDE dans les années récentes, leur effet sur la balance du compte courant pouvant être à la fois positif (à terme), par une augmentation des capacités productives de l'économie, et négatif (dans l'immédiat), par une hausse de la demande d'importations de biens d'équipement.

Plus formellement, notre modèle de base, estimée sur des données trimestrielles allant du premier trimestre 1997 au troisième trimestre 2005 dont la source principale sont les bases IFS⁴ du FMI et Eurostat, s'écrit comme ceci :

$$CC_{it} = \alpha + \delta_i + \sum_{j=2}^4 \theta_j D_j + \sum_{j=1}^4 \beta_j CC_{i(t-j)} + \sum_{j=0}^4 \gamma_j CR_{i(t-j)} + \sum_{j=0}^4 \mu_j FISC_{i(t-j)} + \sum_{j=0}^4 \lambda_j IDE_{i(t-j)} + u_{it}$$

4 International Financial Statistics

où i et t sont les indices des pays et du temps respectivement, CC désigne le compte courant, D est une variable indicatrice de trimestre, CR est le flux nominal de crédits, $FISC$ désigne le solde public, et IDE désigne le flux net d'IDE. Toutes les variables sont exprimées en pourcentage du PIB. Pour chaque variable, sont inclus sa valeur courante et ses quatre derniers retards. Les variables indicatrices de trimestre sont incluses afin de prendre en compte une éventuelle saisonnalité dans la série du compte courant (par exemple, dans des pays touristiques tels que la Bulgarie et la Croatie, le solde courant du troisième trimestre est généralement positif).

La dimension individuelle du modèle (symbolisée par l'indice i) comprend onze pays d'Europe centrale et orientale (la Bulgarie, la République Tchèque, l'Estonie, la Croatie, la Hongrie, la Lettonie, la Lituanie, la Pologne, la Roumanie, la Slovénie et la Slovaquie). Le fait d'inclure à la fois une dimension individuelle et temporelle, c'est-à-dire d'utiliser des données de panel, permet d'accroître la taille de l'échantillon, et donc la précision des estimations. Cette technique s'impose pour les pays de la zone étudiée où la longueur chronologique des séries macroéconomiques est relativement courte. En revanche, les coefficients estimés sont communs pour tous les pays (sauf pour l'effet fixe δ_i qui leur est spécifique) une contrainte nécessaire afin d'accroître les degrés de liberté de l'estimation.

Résultats des estimations

Le modèle spécifié peut à première vue ressembler à une identité comptable : par définition $(X-M)/Y = (S-I)/Y + (T-G)/Y$ ⁵ et sous hypothèse que le flux de crédit sur PIB est égal au ratio d'investissement et que le taux d'épargne est une constante, alors le compte courant serait égal à la somme du flux de crédit et du solde public. Pour prendre en compte cette éventualité nous avons estimé une variante du modèle en incluant le ratio d'investissement parmi les variables explicatives. Les résultats des estimations (cf. annexe) montrent que les coefficients de la variable flux de crédit sont significatifs, ce qui indique qu'elle aurait un pouvoir explicatif indépendant de l'investissement tendant à invalider l'hypothèse d'une identité comptable pour le modèle de base. De plus, il s'avère que les coefficients estimés de la variable solde public sont non significatifs, ce qui renforce la conclusion d'absence d'identité comptable.

Le modèle est estimé en utilisant la méthode des moindres carrés généralisés (cf. annexe pour les détails techniques concernant la méthode d'estimation). Préalablement à l'estimation, les séries sont testées pour la présence de racine unitaire. Plusieurs tests, dont les résultats sont résumés en annexe, rejettent l'hypothèse de présence de racine unitaire.

Nous avons aussi testé la présence d'endogénéité entre la variable dépendante et les variables explicatives. Nous utilisons pour cela un test Durbin-Wu-Hausman dont la procédure et les résultats détaillés sont présentés en annexe. Ce test indique qu'il n'est pas nécessaire d'utiliser des variables instrumentales pour estimer le modèle.

En observant le tableau 3, plusieurs variables ont des coefficients significatifs. Concernant les variables indicatrices, il y a un effet positif significatif lors du troisième trimestre, expliqué par l'activité touristique dans plusieurs pays de la zone, de même qu'un effet négatif lors du quatrième trimestre qui peut provenir d'un accroissement de la demande de produits importés pendant la période des fêtes de fin d'année. En ce qui concerne les autres variables, le flux de crédit et ses quatre retards sont tous significatifs et avec le signe attendu – un accroissement des crédits détériore le compte courant, non seulement pour le trimestre en cours mais aussi pour les trimestres à venir (coefficients significatifs des variables retardés). Le solde public n'apparaît pas avoir un effet très significatif sur le solde du compte courant. C'est un résultat intéressant qui témoigne d'une certaine neutralité de la politique budgétaire, soit par « équivalence ricardienne », le comportement de désépargne du gouvernement étant compensé par un comportement d'épargne des agents privés, soit par « effet

5 Notations : X-exportations, M-importations, S-épargne, I-investissement, T-revenus fiscaux, G-dépenses gouvernementaux.

Tableau 3 Résultat des estimations

Variable explicative	Modèle de base	Modèle stable 1)
	Variable expliquée CC	
	Coefficient	Coefficient
C	- 0,39 (0,67)	- 1,31 (0,45)***
D2	- 0,96 (0,54)*	- 0,66 (0,52)
D3	1,04 (0,50)**	1,06 (0,47)**
D4	- 1,26 (0,56)**	- 1,35 (0,46)***
CC (- 1)	0,04 (0,04)	
CC (- 2)	- 0,15 (0,04)***	- 0,11 (0,04)***
CC (- 3)	- 0,09 (0,04)**	- 0,08 (0,04)**
CC (- 4)	0,60 (0,04)***	0,60 (0,04)***
CR	- 0,07 (0,02)***	- 0,08 (0,02)***
CR (- 1)	- 0,06 (0,02)***	- 0,05 (0,02)***
CR (- 2)	- 0,10 (0,02)***	- 0,09 (0,02)***
CR (- 3)	- 0,09 (0,02)***	- 0,08 (0,02)***
CR (- 4)	- 0,04 (0,02)**	
FISC	0,06 (0,03)*	
FISC (- 1)	- 0,05 (0,03)	
FISC (- 2)	- 0,03 (0,03)	
FISC (- 3)	0,06 (0,03)**	
FISC (- 4)	0,02 (0,03)	
IDE	- 0,14 (0,03)***	- 0,12 (0,03)***
IDE (- 1)	0,04 (0,03)	
IDE (- 2)	- 0,03 (0,03)	
IDE (- 3)	- 0,05 (0,03)	
IDE (- 4)	- 0,05 (0,03)	
Nb d'observations	330	330
R ²	0,91	0,90

Entre parenthèses : écart -type estimé. *, **, *** significativité au seuil de 10 %, 5 %, 1 % respectivement.1) Le modèle stable est obtenu en éliminant successivement les coefficients non significatifs au seuil de 5 % (sauf la constante et les indicatrices)

d'éviction » où la désépargne du gouvernement en augmentant les taux d'intérêt décourage l'investissement privé. Finalement, les entrées nettes d'IDE courantes ont un effet négatif et fortement significatif sur le compte courant, le premier retard a en revanche un effet positif mais non significatif. Ceci montre qu'une hausse de l'investissement impliquerait à court terme une hausse de la demande d'importations de biens d'équipement qui est partiellement compensée plus tard par une augmentation de l'offre.

Les résultats du modèle stable (colonne 2) confirment largement ceux du modèle de base. La différence majeure est l'absence du ratio de solde public parmi les variables explicatives significatives, ce qui renforce le résultat de neutralité de la politique budgétaire que le modèle de base laissait pressentir.

Les résultats du modèle stable peuvent être utilisés pour calculer la relation de long terme entre le compte courant et les variables explicatives. Dans le long terme il est impossible de distinguer entre variables courantes et retardés, *i.e.* $CC_t = CC_{t-1} = CC$ et de même pour les autres variables du modèle. La relation induite de long terme entre les variables du modèle est alors la suivante :

$$CC = - 2,2 + \delta - 0,5CR - 0,2IDE$$

où δ est l'effet fixe de chaque pays.

L'élasticité estimée du flux de crédits sur le compte courant est de $-0,5$, ce qui veut dire qu'une augmentation d'un point de pourcentage du ratio de crédit sur PIB détériorerait le ratio de compte courant sur PIB de 0,5 point de pourcentage. Les résultats ci-dessus sont proches des résultats obtenus par d'autres études économétriques qui ont tenté d'estimer l'impact du flux de crédits sur la balance commerciale : Coricelli *et alii* (2006) trouvent qu'une augmentation d'un point de pourcentage (pp) du flux de crédit aux ménages détériorerait la balance commerciale (exprimée toujours en pourcentage du PIB) de 0,86 pp en Roumanie, de 0,66 pp en Turquie, de 0,53 pp en Bulgarie et de 0,38 pp en Lettonie ; Duenwald *et alii* (2005) trouvent qu'une augmentation d'un point de pourcentage du flux de crédit domestique détériorerait la balance commerciale de 0,7 pp en Roumanie et de 0,4 pp en Bulgarie. Ces études trouvent aussi un effet limité et faiblement significatif du solde public sur la balance commerciale (par exemple, Duenwald *et alii* (2005) trouvent qu'une amélioration du ratio de solde public d'un point de pourcentage améliorerait la balance commerciale de 0,2 pp, l'effet étant significatif au seuil de 10 % seulement).

Soutenabilité des régimes de change

Nous avons montré ci-dessus que la croissance des crédits aurait un impact significatif sur la détérioration du compte courant. Dès lors, la question est de savoir dans quelle mesure la situation externe des pays de la région est soutenable. Nous analysons les trois indicateurs habituels de vulnérabilité externe : la dette externe à court terme, le déficit du compte courant et son financement.

En raison de la couverture relativement large de la dette externe à court terme par les réserves de change et du large financement des déficits du compte courant par les entrées nettes d'IDE dans les pays étudiés, on peut considérer la vulnérabilité de la plupart des pays à des sorties brutales de capitaux comme modérée.

Une comparaison avec les économies émergentes dans des périodes précédant des crises (Asie en 1996, Argentine en 2001) montre que le ratio de la dette externe à court terme sur les réserves de change est généralement plus faible dans les NEM et pays candidats (cf. tableau 4), sauf en Lettonie et Estonie. Cependant, indépendamment de la valeur de ce ratio à un moment donné, son augmentation est également un indicateur de vulnérabilité. Il a augmenté dans la plupart des pays depuis 2000.

Tableau 4 : Indicateurs de soutenabilité des régimes de change en 2006

	Régime de change	Dette externe à court terme en % des réserves de change	Solde du compte courant (en % du PIB)	Couverture du déficit du compte courant par des IDE nets en % (moyenne 2005-2006)
Lettonie	Fixe	264,2	- 21,1	32,2
Estonie	Fixe (currency board)	208,2	- 14,8	91,8
Slovaquie	Flottement avec bandes	116,9	- 8,3	65,4
Lituanie	Fixe (currency board)	115,0	- 11,8	36,6
Bulgarie	Fixe (currency board)	88,8	- 15,8	110,7
République Tchèque	Flottement géré	71,2	- 4,2	220,1
Hongrie	Flottement avec bandes	67,2	- 5,8	58,1
Roumanie	Flottement géré	63,1	- 10,3	83,1
Pologne	Flottement indépendant	52,9	- 2,3	122,6
Croatie (2005)	Flottement géré	48,5	- 5,9	105,1
Corée (1996)	Fixe	228,3	- 4,2	24,0
Indonésie (1996)	Fixe	177,8	- 3,1	62,0
Thaïlande (1996)	Fixe	126,5	- 8,1	10,0
Philippines (1996)	Fixe	81,0	- 4,7	44,0
Malaisie (1996)	Fixe	41,2	- 4,4	86,0
Argentine (2001)	Fixe (currency board)	168,4	- 1,4	50,0

Sources : BCE, EIU, BERD

En ce qui concerne les déficits des comptes courants, ils atteignent des niveaux nettement plus élevés qu'en Asie en 1996 ou Argentine en 2001. D'un autre côté, le financement du déficit courant par des IDE semble meilleur dans les NEM et pays candidats, sauf en Lettonie et Lituanie.

La détérioration depuis 2000 des indicateurs externes des pays Baltes est d'autant plus problématique que ces pays ont adopté des régimes de change fixe : en effet, l'indicateur de couverture de la dette externe à court terme par des réserves de change est particulièrement pertinent pour un pays en changes fixes car il mesure la capacité de la Banque centrale à contenir une attaque du cours pivot. Par ailleurs, les déséquilibres macroéconomiques peuvent être corrigés rapidement par une dépréciation du taux de change. Ce mécanisme de rappel étant absent dans un régime de changes fixes, les déséquilibres macroéconomiques peuvent être accumulés pendant de longues périodes et nécessiterait alors un ajustement plus brutal.

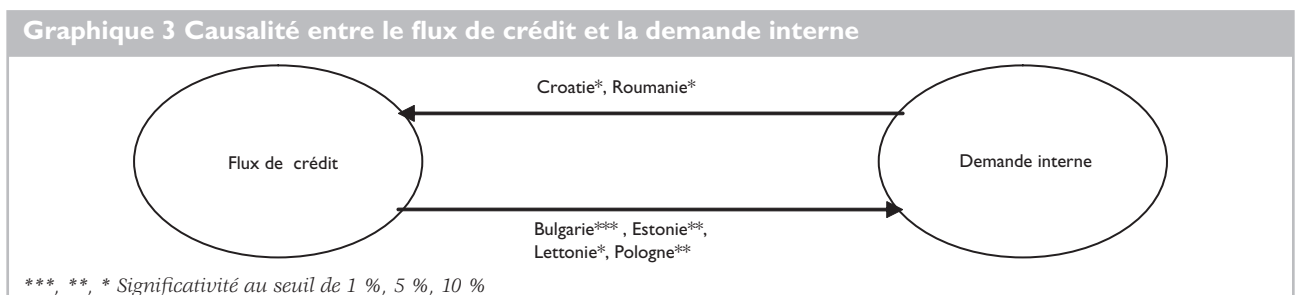
En réalité, le régime de « *currency board* » n'élimine pas complètement le risque d'une crise de change, même s'il existe un mécanisme de stabilisation automatique où la masse monétaire qui est la contrepartie des réserves de change se contracte automatiquement en cas de sortie de capitaux. La stabilité du taux de change nominal pourrait être maintenue dans ce cas mais la sortie de capitaux aurait un impact négatif sur la demande interne et donc sur l'activité. Les autorités peuvent être alors tentés de céder à la pression et permettre la dépréciation pour limiter l'impact sur l'activité de la contraction monétaire par une hausse des exportations nettes.

4| Causalité entre le flux de crédit et la demande interne

Dans la section précédente nous avons mis en lumière le lien entre la croissance des crédits et la détérioration du compte courant. Ce résultat est imputable notamment à la hausse de la demande interne associée à la croissance des crédits. Cependant, l'évaluation qualitative qui peut être faite du risque associé à la croissance des crédits n'est pas la même selon le lien de causalité entre la croissance des crédits et la demande interne ⁶. En effet, si la demande cause la croissance des crédits, il s'agirait d'un phénomène naturel de rattrapage financier. Au contraire, si la croissance des crédits cause la demande, alors ce serait le signe d'un risque potentiel pour le système où la croissance des crédits alimenterait une surchauffe de la demande.

La méthodologie développée par Granger nous permet d'évaluer si la croissance des crédits cause la hausse de la demande ou *vice versa* (cependant les résultats des tests de Granger doivent être interprétés avec prudence car il s'agit de simples tests d'antériorité ; cf. annexe pour les détails méthodologiques). Nous mettons en œuvre des tests de causalité pour les pays étudiés, dont les résultats sont résumés dans le graphique suivant (les résultats détaillés sont présentés en annexe).

6 Il convient toutefois de noter que la causalité qui est testée ici est purement statistique. La variable y cause la variable x si on rejette l'hypothèse selon laquelle le passé de y ne contient aucune information sur x qui ne soit déjà contenue dans le passé de x (test de Granger ; cf. annexe).



Les résultats des tests montrent que le flux de crédit a tendance à causer la demande interne en Bulgarie, Estonie, Lettonie et Pologne. Parmi ces pays, les trois premiers enregistrent des taux de croissance des crédits élevés, ce qui à la lumière des tests de causalité peut être interprété comme un boom de crédit qui alimenterait une surchauffe de la demande interne. Il est aussi intéressant de noter que ces trois pays pratiquent des politiques monétaires de stabilité du taux de change nominal, se privant ainsi de la politique monétaire comme moyen de stabiliser la demande interne. À partir des résultats de la section précédente, il n'est pas étonnant de constater que la Bulgarie, l'Estonie et la Lettonie sont les pays qui enregistrent les déficits courants les plus élevés des pays étudiés.

En revanche, en Croatie et en Roumanie, le sens de la causalité va dans le sens inverse. Ceci indique que la croissance des crédits n'alimente pas une surchauffe de la demande mais plutôt que la hausse de la demande interne provenant du processus de rattrapage serait à l'origine des flux de crédits.

5| Conclusion

Dans cette article nous avons montré que le système bancaire des nouveaux États membres de l'UE et pays candidats paraît globalement solide. Un facteur important de stabilité est la forte pénétration de banques étrangères, notamment en provenance de la zone euro, qui peuvent servir de barrière à la propagation d'une éventuelle crise financière en essayant de préserver leur parts de marché dans une région d'importance stratégique. Cependant, un certain nombre de vulnérabilités indirectes du système bancaire semblent mal prises en compte ou sous-évalués par l'analyse traditionnelle de vulnérabilité. Il s'agit en premier de l'exposition du système bancaire au risque de change qui est de nature « indirecte » car ce sont les emprunteurs finaux (ménages et entreprises) qui font face au risque de change en ayant souscrit massivement des crédits en devises.

En second lieu, la croissance des crédits a un impact négatif sur la balance du compte courant augmentant ainsi le risque d'une crise de change. Ainsi nous mettons en lumière un mécanisme de vulnérabilité globale où la croissance des crédits accroît la probabilité d'une crise de balance des paiements qui à son tour peut avoir un impact négatif sur le système bancaire, les agents privés ayant pris une position ouverte de change. Toutefois, les indicateurs traditionnels de vulnérabilité externe montrent une situation globalement stable où la dette externe à court terme est couverte par des réserves de change et les déficits courants sont largement financés par des investissements directs étrangers. Cependant, ces indicateurs paraissent très dégradés pour les pays Baltes où ils atteignent des niveaux comparables aux pays asiatiques en 1996.

Finalement, pour évaluer la soutenabilité des déséquilibres nous essayons d'évaluer la nature de la croissance des crédits en examinant si cette croissance est la contrepartie du processus de rattrapage ou bien si elle est générée de manière exogène par le système bancaire. Nous mettons en œuvre des tests de causalité entre les flux de crédit et la demande interne. Lorsque la causalité détectée indique que la croissance des crédits détermine la demande interne ceci pourrait être interprété comme un risque potentiel pour le système car une croissance forte des crédits alimenterait une surchauffe de la demande. Nous trouvons que le sens de la causalité détectée va des crédits vers la demande interne en Bulgarie, Estonie, Lettonie et Pologne, et dans le sens contraire en Croatie et Roumanie.

ANNEXE

Modèle à retards échelonnés

Un modèle à retards échelonnés, noté ADL de l'anglais « autoregressive distributed lag », s'écrit dans sa forme générale $ADL(p, q, \dots, q)$ comme ceci :

$$y_{it} = \alpha + \delta_i + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{i(t-j)} + \sum_{j=0}^q X_{i(t-j)} \gamma_j + u_{it}$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

où y_{it} est la variable dépendante et X_{it} est un vecteur (1 x k) de k variables explicatives.

L'estimation du modèle nous fournira la relation dynamique de court terme entre les variables du modèle mais aussi une relation de long terme entre la variable dépendante et les variables explicatives. Pour l'illustrer, prenons par simplicité un pays donné, $i = 1$ par exemple. Dans la relation de long terme il est impossible de distinguer entre variables courantes et variables retardées, *i.e.* nous avons $y_t = y_{t-1} = y$ de même que $X_t = X_{t-1} = X$. En remplaçant dans l'équation ci-dessus nous obtenons :

$$y = \alpha^* + X\gamma^* + \text{aléas}$$

où

$$\alpha^* = \frac{\alpha + \delta}{1 - \sum_{j=1}^p \beta_j}; \quad \gamma^* = \frac{1}{1 - \sum_{j=1}^p \beta_j} \sum_{j=0}^q \gamma_j$$

Méthode d'estimation

Le modèle est estimé par la méthode des moindres carrés généralisés, noté GLS de l'anglais « general least squares ». Nous prenons en compte une éventuelle hétéroscédastisité entre les pays, ainsi qu'une corrélation conditionnelle entre les résidus du pays i et j . Plus formellement, nous supposons que $E(u_{it}u_{jt}|X_t) = \sigma_{ij}$ et $E(u_{it}|X_t) = 0$ de sorte que la matrice de variance-covariance s'écrit pour tout t comme ceci :

$$\Omega_N = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \dots & \sigma_{NN} \end{bmatrix}$$

Les résidus d'une première estimation sont utilisés pour estimer Ω_N . Ensuite l'estimateur GLS s'écrit comme suit :

$$\hat{B}_{GLS} = \left(\sum_i X_i' \hat{\Omega}_N^{-1} X_i \right)^{-1} \left(\sum_i X_i' \hat{\Omega}_N^{-1} y_i \right)$$

Tests de racine unitaire

Tableau I : Tests de racine unitaire

Statistique de test	Variable			
	CC	CR	FISC	IDE
Hyp. nulle : présence de racine unitaire (séries communes)				
Levin, Lin et Chu	- 2,64 (0,00)	- 3,23 (0,00)	- 10,57 (0,00)	- 13,24 (0,00)
Breitung	- 4,57 (0,00)	- 4,72 (0,00)	- 7,38 (0,00)	- 7,9 (0,00)
Hyp. nulle : présence de racine unitaire (séries individuelles)				
Im, Persan et Shin	- 4,52 (0,00)	- 4,98 (0,00)	- 10,96 (0,00)	- 11,96 (0,00)
ADF	66,99 (0,00)	70,56 (0,00)	164,8 (0,00)	168,4 (0,00)
PP	186,2 (0,00)	194,9 (0,00)	214,8 (0,00)	167,1 (0,00)

Tests en niveau. Entre parenthèses : les P-values, i.e. la probabilité d'erreur en rejetant l'hypothèse nulle.

Tester l'endogénéité

Les résultats des estimations ne seraient pas asymptotiquement valides si une ou plusieurs variables explicatives étaient endogènes, *i.e.* non prédéterminées ou non exogènes. Pour tester cette éventualité nous utilisons un test Durbin-Wu-Hausman (DWH). L'hypothèse nulle du test est que les estimations par GLS sont convergentes. Un rejet de l'hypothèse nulle indique qu'il faut estimer le modèle en utilisant des variables instrumentales.

Il existe généralement deux difficultés dans cette approche : (i) identifier les variables qui peuvent être sujettes à une endogénéité et (ii) trouver des variables instrumentales appropriées pour les remplacer. Les variables retardées étant prédéterminées, seules les variables courantes peuvent être sujettes à une endogénéité. *A priori*, les variables de flux de crédits et de solde public peuvent être modifiées par le biais de la politique monétaire et budgétaire respectivement. Ainsi, les décideurs politiques peuvent répondre par une restriction des deux politiques en cas d'un creusement important du déficit courant. Ceci veut dire que les valeurs courantes des variables flux de crédit et solde public, CR et FISC, peuvent être sujettes à une endogénéité. En revanche, le flux d'IDE peut être considéré comme exogène *a priori* et déterminé par le sentiment global des investisseurs étrangers et les perspectives de gains de productivité futurs de l'économie. En tant que variables instrumentales pour les valeurs courantes des variables CR et FISC, nous utilisons le cinquième et sixième retards de chacune d'entre elles, *i.e.* CR(-5), CR(-6), FISC(-5), FISC(-6).

Avant d'implémenter le test DWH, il convient de tester les contraintes de suridentification des variables instrumentales, ce qui est une manière d'évaluer la validité de ces variables comme instruments. Ceci est fait en régressant les résidus d'une estimation par variables instrumentales du modèle de base sur l'ensemble des instruments. La statistique de test est n fois le R_2 de cette régression, n étant le nombre d'observations de la régression. Cette statistique de test est asymptotiquement distribuée selon une loi de $\chi^2(l - k)$, l étant le nombre d'instruments et k le nombre initial de variables explicatives. La P-value obtenue pour ce test est de 0,76, ce qui veut dire que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle jointe que le modèle initial est bien spécifié et que les instruments sont valides.

Ensuite nous calculons le test DWH. Ceci est fait en ajoutant des régresseurs additionnels dans le modèle initial qui sont les projections orthogonales des variables sujettes à endogénéité sur l'espace généré par les instruments. L'hypothèse nulle est la non significativité jointe des coefficients de ces régresseurs additionnels, ce qui veut dire qu'une estimation par variables instrumentales n'apporte rien aux estimations initiales. La statistique de test est un Fisher classique dont la P-value obtenue est de 0,15, ce qui veut dire que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les estimations par GLS sont valides.

Modèle augmenté du ratio d'investissement

Variable explicative	Variable expliquée : CC	
	Coefficient	
C	3,98**	(1,93)
D2	- 0,73	(0,66)
D3	1,62***	(0,53)
D4	- 1,56**	(0,68)
CC (- 1)	0,01	(0,04)
CC (- 2)	- 0,14***	(0,04)
CC (- 3)	- 0,08*	(0,04)
CC (- 4)	0,58***	(0,04)
CR	- 0,04**	(0,02)
CR (- 1)	- 0,03*	(0,02)
CR (- 2)	- 0,08***	(0,02)
CR (- 3)	- 0,08***	(0,02)
CR (- 4)	- 0,04*	(0,02)
INVEST	- 0,63***	(0,07)
INVEST (- 1)	- 0,02	(0,04)
INVEST (- 2)	- 0,02	(0,03)
INVEST (- 3)	- 0,11***	(0,04)
INVEST (- 4)	0,57***	(0,07)
FISC	0,05	(0,03)
FISC (- 1)	- 0,02	(0,03)
FISC (- 2)	- 0,02	(0,03)
FISC (- 3)	0,02	(0,03)
FISC (- 4)	0,02	(0,03)
IDE	- 0,12***	(0,03)
IDE (- 1)	0,02	(0,03)
IDE (- 2)	- 0,03	(0,03)
IDE (- 3)	0,00	(0,03)
IDE (- 4)	- 0,07**	(0,03)
Nb d'observations	330	
R ²	0,87	

Entre parenthèses : écart-type estimé. *, **, *** significativité au seuil de 10 %, 5 %, 1 % respectivement

Tests de causalité

Le test causalité de Granger [Granger (1969) *Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods*, *Econometrica*, No. 37] entre deux variables x et y consiste à évaluer si le passé de y ne contient aucune information sur x qui ne soit déjà contenue dans le passé de x (c'est en effet un test de non-causalité de y sur x). Le test est calculé comme suit. On estime d'abord les deux modèles suivants :

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j y_{t-j} + u_{1t}$$

$$y_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^q \delta_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_j x_{t-j} + u_{2t}$$

$$t = 1, \dots, T$$

L'hypothèse nulle que y ne cause pas x consiste à tester la nullité jointe des paramètres beta :

$$H_0 : b_1 = \dots = b_q = 0$$

L'hypothèse nulle que x ne cause pas y consiste à tester la nullité jointe des paramètres gamma :

$$H_0 : g_1 = \dots = g_q = 0$$

Résultats des tests de causalité

	Hypothèse nulle	Obs	F-Statistic	P-value
Bulgarie	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	1.73275	0.19250
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		6.92232	0.00309
R.Tchèque	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	2.064907	0.142907
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		0.946157	0.398510
Estonie	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	1.289326	0.288970
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		4.882131	0.013888
Croatie	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	2.514380	0.096300
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		0.840420	0.440560
Hongrie	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	1.872390	0.169730
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		0.751260	0.479670
Lituanie	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	1.183800	0.318780
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		0.980370	0.385830
Lettonie	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	0.507510	0.606610
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		3.046720	0.061060
Pologne	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	0.970300	0.389520
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		3.318200	0.048630
Roumanie	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	3.055943	0.060588
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		1.400391	0.260768
Slovénie	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	0.219690	0.803930
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		0.758210	0.476490
Slovaquie	La demande interne ne cause pas (au sens de Granger) le flux de crédit	38	2.037470	0.146440
	Le flux de crédit ne cause pas (au sens de Granger) la demande interne		0.310720	0.735040

Nombre de retards inclus : 2

Bibliographie

Backé, P., Reininger, T. et Walko, Z. (2006)

“Main Features of Recent Banking Sector Developments in Selected Southeastern European Countries: A Cross-Country Perspective”, National Bank of Austria, février

Banque centrale européenne (2006)

“Macroeconomic and financial stability challenges for acceding and candidate countries”, Occasional Paper Series N° 4, juillet

Boissay, F., Calvo-Gonzales, O. et T. Kozluk (2005)

“Is Lending in Central and Eastern Europe developing too fast ?”, ECB Working Document.

Coricelli, F., Mucci, F. et Revoltella D. (2006)

« Household credit in the new Europe : lending boom or sustainable growth », CEPR Discussion Paper n° 5520.

Duenwald, C., Gueorguiev, N. et Schaechter A. (2005),

“Too much of a good thing ? Credit booms in transition economies”, IMF Working paper n° 05/128.

Goldstein, M. et Turner, P. (2004)

Controlling currency mismatches in emerging economies, Institute for International Economics, avril

FMI (1977)

“The Monetary Approach to the Balance of Payments”, International Monetary Fund, Washington, D.C., 1977.

Kaminsky, G.L. (2006)

“Currency crises : Are they all the same ?”, Journal of International Money and Finance, n° 25, pp. 503-527.

Kaminsky, G.L. et Reinhart, C. (1999)

“The Twin Crises : The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems”, American Economic Review, n° 89(3), pp. 473-500.

Kiss, G., Nagy, M. et Vonnak, B. (2006)

“Credit growth in Central and Eastern Europe : Trend, Cycle or Boom ?”, National Bank of Hungary Working Document.

McKinnon, R.I., Pill, H., (1995),

“Credible liberalizations and international capital flows : the overborrowing syndrome”, In : Ito, T., Krueger, A.O. (Eds.), Financial Deregulation and Integration in East Asia, University of Chicago Press, Chicago, IL, pp. 7-50.

Mehl, A., Vespro, C. et Winkler, A., (2005),

“The finance-growth nexus and financial sector environment : new evidence from Southeast Europe”, ECB, October.

Schadler, S., Mody, A., Abiad, A. et Leigh, D. (2006)

“Growth in the Central and Eastern European Countries of the European Union”, IMF Occasional Paper n° 252.