HAL
open science

L'impact de la concurrence bancaire sur l'efficience des banques : le cas des Pays d'Europe Centrale et Orientale

Ion Lapteacru, Emmanuelle Nys

To cite this version:

Ion Lapteacru, Emmanuelle Nys. L'impact de la concurrence bancaire sur l'efficience des banques : le cas des Pays d'Europe Centrale et Orientale. Revue Economique, 2011, 2 (62), pp.313-329. 10.3917/reco.622.0313 . hal-00785466

HAL Id: hal-00785466

https://unilim.hal.science/hal-00785466

Submitted on 6 Feb 2013

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

L'impact de la concurrence bancaire sur l'efficience des banques : le cas des Pays d'Europe Centrale et Orientale

Ion LAPTEACRU[*] et Emmanuelle NYS[§]

Résumé:

Dans ce papier nous analysons l'influence de la concurrence bancaire sur l'efficience des banques dans les PECO. L'intuition de notre démarche consiste dans le fait que pour éviter ou diminuer les effets négatifs engendrés par l'asymétrie de l'information, présente sur le marché bancaire, les banques doivent fournir plus d'efforts, qui sont coûteux, pour améliorer la qualité du portefeuille de crédits, par exemple. Or, les dépenses supplémentaires ne sont possibles qu'en l'absence de la contrainte concurrentielle. A l'aide de l'approche de Panzar et Rosse, nous avons donc d'abord déterminer le niveau de concurrence sur le marché bancaire de ces pays. Ensuite, en utilisant les deux méthodes, paramétrique et non paramétrique, nous avons estimé le niveau d'efficience des banques. Dans la dernière étape, nous avons régressé le niveau d'efficience sur le niveau de concurrence. Les résultats montrent que ces deux indicateurs sont positivement corrélés pour les scores d'efficience de coût et de profit, et négativement corrélés pour le score d'efficience de revenu d'intérêt.

[*] LARE-efi, Université Montesquieu – Bordeaux IV, Avenue Léon Duguit, 33608 Pessac Cedex ; tel. 0556848536, courriel: ion.lapteacru@u-bordeaux4.fr.

[§] Université de Limoges, LAPE, 5 rue Félix Eboué, 87031 Limoges Cedex ; tel. 0555149213, courriel : emmanuelle.nys@unilim.fr.

Introduction

Le 1 mai 2004 huit Pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO) (la Hongrie, la Pologne, la République tchèque, la Slovaquie, la Slovénie et les trois pays baltes) et le 1 janvier 2007 les autres deux (la Bulgarie et la Roumanie) sont entrés dans l'Union Européenne (UE). Pour arriver à cet objectif, les PECO ont entrepris beaucoup de réformes, y compris du système financier, notamment de celui bancaire, accompagnées de l'idée d'une intégration financière européenne. Car, suite à l'adhésion à l'UE, l'activité bancaire dans ces pays doit être conforme à la réglementation européenne, ce qui peut impliquer autres pressions concurrentielles que celles subies au début de la période de transition : le principe de l'autorisation unique permet à toute banque d'un pays-membre de l'UE de s'installer dans un autre pays-membre sans autorisation supplémentaire du pays d'accueil.

Au début et pendant la période de transition, la libéralisation du marché bancaire et l'insuffisance des exigences pour entrer sur ce marché ont créé un cadre fortement concurrentiel qui était à la base des actions stratégiques des banques dans les PECO. Pendant cette période, les petites banques, qui entraient sur le marché et dont les dirigeants n'avaient que peu d'expérience dans la gestion des établissements de crédit, se contentaient de maximiser leur gain dans un délai minimum sans forcément prendre en compte le risque réel de leurs opérations. L'environnement économique fluctuant et risqué, une politique monétaire qui se répercute directement (via les canaux du taux d'intérêt et du crédit) ou indirectement (via le canal du taux de change) sur les bilans des banques, la réglementation prudentielle de plus en plus restrictive et la forte concurrence ont impliqué des crises bancaires conséquentes dans certains pays, comme la Bulgarie et la Roumanie, ou des perturbations dans le secteur bancaire d'autres pays, comme la Pologne et la République tchèque. Dans les deux cas, beaucoup de petites banques ont été liquidées impliquant la consolidation du marché.

En outre, l'augmentation des exigences pour entrer sur le marché, comme le capital minimum statutaire, le ratio de capital et l'expérience minimale des dirigeants, renforce également le processus de consolidation, qui s'est étendu dans les années 2000. Dans les PECO, la consolidation du marché bancaire des années 2000 s'est produite aussi comme conséquence de la consolidation du marché européen, puisque les banques étrangères présentes dans ces pays sont, dans leur grande majorité, de l'Europe de l'Ouest. Ces banques ont, pour la plupart, participé à la privatisation des grandes banques d'Etat avec le plus vaste réseau de filiales, la plus grande présence sur le marché et, ce qui est le plus important, une forte confiance de la part des déposants. Cette présence et la disponibilité quasi-illimitée des fonds de la part des banques-mère leur permettent de mener une stratégie offensive en amplifiant la concurrence sur le marché. La concurrence n'est pas seulement un facteur mais elle devient ainsi un résultat du comportement des banques dans les PECO.

Or, l'avantage des banques étrangères ne se limite pas à une disponibilité presque sans limites de ressources et à une présence forte sur le marché, il se caractérise également par des atouts organisationnels, opérationnels, cognitifs, qui doivent les rendre plus efficientes et moins vulnérables aux changements économiques. L'efficience peut respectivement

déterminer le comportement concurrentiel des banques. Contrairement aux théories de pouvoir de marché (hypothèses de structure-conduite-performance et pouvoir de marché relatif) où est révélé l'aspect négatif du marché non concurrentiel, du pouvoir de marché et respectivement la non efficience des entreprises, les approches d'efficience stipulent que les entreprises plus efficientes sont censées à gagner plus de profits qui leur permettent respectivement conquérir plus de parts de marché rendant ainsi le marché moins compétitif (voir Demsetz, 1973 ; Peltzman, 1977).

Le secteur bancaire des PECO porte un intérêt particulier grâce, d'abord, à l'évolution marquante du niveau de concentration (par le biais du processus de consolidation évoqué plus haut et par la nature lui-même de cette région, qui au début de la période de transition n'avait que peu de banques), mais aussi grâce à l'arrivée des banques étrangères et aux changements qu'elles ont apporté au niveau d'efficience. Par conséquent, les hypothèses du pouvoir de marché et d'efficience peuvent être analysées et les conclusions peuvent être confrontées avec la situation dans les pays de l'Europe de 15. Pour avoir des références sur l'intégration financière de cette région avec celle de l'Europe de 15, Gondat-Larrade et Lepetit (2001) ont fait cette étude sur les PECO sur la période 1992-1996 et ont conclu que c'est l'hypothèse de structure-conduite-performance qui est validée dans ces pays, c'est-à-dire la relation positive entre le niveau de concentration et le niveau de profit des banques. En revanche, d'après leurs résultats, l'efficience des banques ne leur permet pas d'avoir plus de parts de marché ce qui met en cause la validité de l'hypothèse d'efficience. Elle est respectée seulement dans les pays avec des marchés bancaires plus concentrés comme l'Estonie, la Lituanie, la Slovaquie, la Slovénie et la République tchèque.

Par rapport à d'autres secteurs, pour le secteur bancaire la question se pose également de savoir si le pouvoir de marché permet à la banque d'avoir une meilleure efficience. La grande particularité de ce marché est la présence périlleuse de l'asymétrie d'information qui amène à l'aléa moral et à la sélection adverse. Ces derniers effets rendent la banque sensible à la conjoncture économique. Les conditions économiques défavorables, comme c'était le cas des PECO pendant les années 90 et au début des années 2000, diminuent la qualité de son portefeuille de crédits et augmentent le risque de crédit avec des conséquences négatives sur l'efficience de son activité. Pour réduire ce risque idiosyncrasique, c'est-à-dire les effets de l'asymétrie d'information, la banque doit fournir plus d'efforts, qui sont coûteux, pour l'analyse et la surveillance des projets à financer. Or, elle peut subir des coûts supplémentaires si et seulement si elle détient un pouvoir de marché et n'est pas contrainte par la concurrence.

En outre, selon Dell'Ariccia (2000), les entrepreneurs sont réticents vis-à-vis de la sélection et de la surveillance des projets par les banques. L'auteur argumente que ce processus est consommateur de temps, d'où la perte d'opportunités de profits pour les firmes. De même, souvent les entrepreneurs ne veulent pas révéler la vraie solvabilité de leurs projets. En conséquence, à cause du problème de passager-clandestin qui existe sur le marché bancaire concurrentiel, les banques n'oseront pas appliquer la sélection par crainte de perdre

leurs clients. Comme résultat, dans la période d'expansion économique, quand il y a une grande proportion de nouvelles firmes (peut-être d'une mauvaise qualité), la non-sélection peut entraîner la dégradation de la qualité moyenne du portefeuille de crédits.

Si, néanmoins, la concurrence n'est pas parfaite et les banques ont la possibilité d'appliquer la sélection, alors Shaffer (1998) montre que la qualité moyenne du portefeuille de crédits diminue avec l'augmentation du nombre des banques sur le marché. L'argument est basé sur l'imperfection de la technologie de sélection qui pourrait révéler de manière imprécise les caractéristiques du débiteur. Avec une certaine probabilité les entrepreneurs de bonne qualité pourraient être identifiés comme de mauvaise qualité, et vice versa. Si on suppose que les banques ne peuvent pas distinguer entre un nouveau demandeur et celui qui a été rejeté par une autre banque, alors les demandeurs rejetés, de bonne ou mauvaise qualité, continueront de demander des crédits auprès d'autres banques. Plus il y a de banques sur le marché, plus les firmes de mauvaise qualité auront de chances d'être financées. Ce phénomène est nommé « malédiction du vainqueur » : la banque remporte un client qui s'avère être de mauvaise qualité.

Par conséquent, un marché bancaire concurrentiel et/ou moins concentré empêche la diminution de l'asymétrie d'information et peut avoir des effets négatifs sur l'efficience des banques.

En étudiant le marché bancaire des PECO pendant la période 1995-1998, Grigorian et Manole (2002) trouvent que la concentration du marché a un effet positif sur l'efficience de coût des banques, qui a été déterminée par la méthode non-paramétrique. Fries et Taci (2005) élargissent la période analysée jusqu'à 2001 et estiment le niveau d'efficience de coût par la méthode paramétrique, appliquant la forme translog de la fonction de coût des banques. En utilisant la part de la banque sur le marché des dépôts comme indice de pouvoir de marché, les auteurs montrent que le pouvoir de marché améliore l'efficience de coût des banques, mais le résultat est faiblement significatif.

Or, les travaux respectifs assimilent la concentration à la concurrence. Cette correspondance, qui peut être justifiée par le paradigme structure-conduite-performance, n'est valide que dans certaines conditions. Cetorelli (1999) montre que la relation négative entre la concentration et la concurrence est respectée seulement dans un cadre de concurrence à la Cournot ; c'est-à-dire, quand les banques ne réagissent pas à la modification de la production d'autres banques. En revanche, dans un cadre plus réel, quand il existe des réactions de production, qui peuvent aussi être différentes, il n'y a pas une relation évidente entre le niveau de concentration et le pouvoir de marché des banques. Par conséquent, nous considérons qu'il est nécessaire d'aborder une approche qui permettrait d'estimer le niveau de concurrence et d'éviter son assimilation à la concentration.

L'objectif de notre travail est par conséquent de déterminer la relation entre le niveau de concurrence et l'efficience des banques dans les PECO. Pour le niveau de concurrence nous avons choisi la méthode économétrique basée sur l'approche de Panzar et Rosse (1987) et l'explication de notre choix sera détaillée dans l'article. A l'instar de Grigorian et Manole

(2002) et Fries et Taci (2005), nous déterminons le niveau d'efficience de coût avec les deux méthodes, paramétrique et non-paramétrique, et aussi les scores d'efficience de profit et de revenu d'intérêt, ce qui nous permet d'approfondir l'analyse. En plus, la période d'étude 1999-2006 est plus récente et exclue les événements des réformes bancaires.

La structure de l'article consiste de cinq parties. Dans la première nous décrivons les méthodes utilisées pour estimer le niveau de concurrence et d'efficience, leurs avantages et désavantages et nous expliquons notre choix. Dans la deuxième partie nous présentons les sources de données et décrivons les variables utilisées. Dans la troisième partie, nous présentons et analysons les niveaux de concurrence sur le marché bancaire des PECO. Ensuite, nous décrivons les niveaux d'efficience des banques de ces pays. Dans la cinquième partie nous déterminons la relation entre la concurrence et l'efficience et dans la dernière nous concluons.

1. Le choix du modèle

Dans la littérature empirique, les auteurs utilisent deux méthodologies différentes tant du point de vue conceptuel que du point de vue économétrique pour déterminer le niveau de concurrence et également deux approches conceptuellement différentes pour estimer le niveau d'efficience. Dans un premier temps, nous présenterons succinctement les méthodologies utilisées pour trouver le niveau de concurrence, leurs avantages et désavantages, et les études qui les ont utilisées tant pour les pays développés que pour les pays émergents, surtout les PECO. Ensuite, nous décrirons les approches appliquées pour estimer le niveau d'efficience et aussi leurs avantages et désavantages, et leur application.

1.1. Comment peut-on estimer le niveau de concurrence et …

Dans la littérature empirique sur le sujet, on distingue deux approches essentielles qui sont utilisées pour déterminer le niveau de concurrence : le test mark-up de Bresnahan (1982, 1989) et Lau (1982) et le test de revenu de Panzar et Rosse (1987). La première approche consiste à estimer un modèle structurel avec les équations séparées pour l'offre et la demande, paramétrant le mark-up de prix au-dessus de coût marginal comme mesure de pouvoir de marché. La deuxième méthode repose sur l'estimation d'une équation qui lie le revenu au vecteur des prix des facteurs de production. Dans le cadre de ces deux méthodologies, on utilise le modèle d'intermédiation bancaire[1]. La fonction de production d'une banque utilise ainsi le travail, le capital physique et les ressources attirées afin de financer les prêts et d'autres activités bancaires[2].

[1] Il y a encore deux modèles qui décrivent l'activité des banques : le modèle de la valeur ajoutée (Berger et Humphrey, 1992) et le modèle du coût (Hancock, 1985). Le premier modèle classifie le dépôt comme bien final et non pas comme un facteur de production, puisque dans la logique de ce modèle le dépôt fournit de services comme accumulation de la valeur et moyen de payement. Selon le deuxième modèle, les dépôts à vue doivent être considérés comme des services, puisque en moyenne les banques gagnent un revenu net positif sur ces comptes, et les autres dépôts doivent être considérés comme des facteurs de production, puisque en moyenne les banques subissent un coût pour attirer ces fonds.

[2] Sur le modèle d'intermédiation bancaire à voir Klein (1971), Monti (1972), Sealey et Lindley (1977).

1.1.1. Le test de mark-up

Le fondement de cette approche repose sur le comportement de l'entreprise de maximiser son profit. Dans le cas de la concurrence pure et parfaite, ce comportement est déterminé par l'égalisation du prix avec le coût marginal et dans le cas de monopole ou collusion parfaite par l'égalisation du revenu marginal avec le coût marginal. En cas générale, le comportement de la banque est trouvé par l'égalisation du revenu marginal à $p + \frac{\partial p(y,z)}{\partial y} y_j \theta_j$, où l'indice du comportement oligopolistique θ_j indique le degré du pouvoir de marché de la banque j : θ_j=0 signifie que cette banque a un comportement parfaitement concurrentiel et θ_j=1 exprime un comportement de monopole ou collusion parfaite. Les valeurs de θ_j entre 0 et 1 décrivent le degré de collusion correspondant à une concurrence imparfaite.

Le modèle structurel consiste à confronter les fonctions de demande et d'offre de cette banque j, ce qui implique la spécification des formes fonctionnelles pour chaque équation. Il est aussi possible de confronter les fonctions d'offre et de demande de l'industrie bancaire, en déterminant ainsi le paramètre θ, qui représente une moyenne pondérée des pouvoirs de marché des banques et exprime ainsi le niveau de concurrence sur le marché. La fonction de coût marginal du secteur entier est alors interprétée comme la somme horizontale des fonctions de coût marginal des banques (Shaffer, 2004). Par conséquent, le modèle peut être estimé en utilisant tant les valeurs agrégées du secteur bancaire (par exemple, Shaffer, 1989, 1993, 1996, 2001, 2004), que les données spécifiques aux banques (par exemple, Shaffer, 2000 ; Shaffer et DiSalvo, 1994).

Il faut mentionner que même si les banques utilisent une stratégie différente de celle de maximisation du profit (maximisation de la croissance, par exemple) ou si la réglementation contraigne leur comportement, le test de Bresnahan-Lau reste une technique valide pour caractériser la production par rapport à son niveau concurrentiel, car θ doit être assigné à une interprétation « conjecturale ». Ainsi, toute forme de comportement oligopolistique, dans un modèle statique ou dynamique, peut être représentée par ce paramètre (Tirole, 1988, p. 245, note de bas de page 12 ; Friedman et Mezetti, 2002).

Or, un grand désavantage de cette approche est la supposition que les banques sont des *price-takers* sur le marché des facteurs de production. Cependant, certaines études (Hannan et Liang, 1993, par exemple) montrent que les banques exercent un pouvoir de marché sur le marché des dépôts.

1.1.2. Le test de revenu

Panzar et Rosse (1987) montrent que la somme des élasticités du revenu par rapport au chaque prix du facteur de production, notée par *H*-statistique, est négative pour un monopole ou oligopole collusif et elle est égal à 1 pour une banque qui se trouve dans un équilibre de concurrence pure et parfaite à long terme. Toutes les valeurs intermédiaires de *H*-statistique comprises entre 0 et 1 indiquent une concurrence monopolistique.

Puisque les variables clés (le revenu et les prix des facteurs de production) utilisent les données spécifiques aux banques – même si la relation peut contenir des variables de contrôle macroéconomiques – le test ne reflète aucune définition du marché. Par conséquent, il n'exige pas l'identification du marché et il est ainsi robuste. C'est un avantage essentiel de cette technique par rapport au test de mark-up.

Un désavantage du test de revenu, mentionné par Shaffer (2004), est l'influence que peut avoir le pouvoir de monopsone sur les résultats. Ayant la tendance d'augmenter le prix des facteurs de production (et ainsi le revenu d'équilibre), le pouvoir de monopsone contribue aux valeurs plus grandes de *H*-statistique et ainsi peut dissimuler tout pouvoir de marché.

Chaque approche a ses avantages et désavantages et son utilisation dépend aussi de la disponibilité des données (données spécifiques aux banques ou agrégées). Néanmoins, les deux tests ont été beaucoup utilisés. L'approche de Bresnahan et Lau a été appliquée par Shaffer (1993, 2001) afin d'étudier la concurrence bancaire au Canada et dans l'UE, par Toolsema (2002) pour déterminer la structure du marché du crédit à la consommation aux Pays-Bas, par Gruben et McComb (2003), qui trouvent un comportement excessivement compétitif des banques mexicaines.

Le test de revenu a été souvent appliqué tant pour les pays développés (Bikker et Haaf, 2002 ; De Bandt et Davis, 2000) que pour les pays émergents (Gelos et Roldós, 2002). Il a été utilisé pour déterminer le niveau de concurrence bancaire au Canada (Nathan et Neave, 1989), Japon (Molyneux et al., 1996), Grèce (Hondroyiannis et al., 1999), Brésil (Belaisch, 2003), Italie (Coccorese, 2004). Pour les pays en transition, Gelos et Roldós (2002) et, plus récemment, Mamatzakis et al. (2005) et Dracos et Konstantinou (2005) ont utilisé le test de revenu pour analyser le niveau de concurrence entre les banques des PECO.

1.2. … le niveau d'efficience ?

En vue de comparaison, nous allons déterminer le niveau d'efficience à l'aide des deux techniques : non paramétrique et paramétrique. Leurs avantages n'étant pas exclusifs, les résultats permettront d'affiner les conclusions.

1.2.1. La méthode non paramétrique DEA

L'intérêt de la technique non paramétrique est qu'elle ne requiert pas l'écriture précise d'une fonction de coût. Les résultats sont obtenus suite aux calculs mathématiques liés à la programmation linéaire et non pas suite à une régression économétrique. Par contre, le grand désavantage de cette méthode est que, n'étant pas une méthode économétrique, elle ne conçoit pas l'existence du terme d'erreur dans les séries en l'excluant comme facteur qui peut affecter les quantités de biens produites. Par conséquent, si la fonction de coût ne contient pas tous les facteurs l'influençant, alors les résultats peuvent être surestimés.

Donnons une description courte de la méthode non paramétrique DEA (Data Envelopment Analysis). Supposons qu'il y a K facteurs de production et M biens pour chaque banque i (i=1,…,N). Désignons, respectivement, par x_i et y_i les vecteurs des facteurs de

production utilisés par la banque i et les biens offerts par cette même banque. Notons par $K \times N$ la matrice des facteurs de production X et par $M \times N$ la matrice des biens Y. Pour mesurer l'efficience coût de chaque banque nous calculons le ratio des quantités produites sur les quantités des facteurs de production exprimé par $u'y_i / v'x_i$, où u est le vecteur $M \times 1$ des pondérations des quantités offertes et v est le vecteur des pondérations des facteurs de production. Les pondérations optimales se déterminent en résolvant le problème de programmation mathématique suivant :

$\max_{u,v}(u'y_i / v'x_i)$, sous contrainte $u'y_j / v'x_j \leq 1$, j=1,…,N et $u, v \geq 0$.

Cependant cette formulation suppose l'existence d'un nombre infini de solutions, ce qui exige la contrainte $v'x_i = 1$:

$\max_{\mu,\rho}(\mu' y_i)$, s.c. $\rho' x_i = 1$, $\mu' y_i - \rho' x_j \leq 0$, j=1,…,N *et* $\mu, \rho \geq 0$,

où les notations u et v ont été, respectivement, changées en μ et ρ afin de refléter la transformation. En utilisant la dualité dans la programmation linéaire, une forme équivalente du problème peut être écrite de façon suivante :

$\min_{\theta,\lambda} \theta$, $-y_i + Y\lambda \geq 0$, $\theta x_i - X\lambda \geq 0$, $\lambda \geq 0$,

où θ est un scalaire et λ est un vecteur de $N \times 1$ constantes. La valeur obtenue de θ représente le score d'efficience de la banque i et prend des valeurs entre 0 et 1. Le problème doit être résolu N fois, une fois pour chaque banque.

Cette méthode suppose que les rendements d'échelle sont constants. Cependant, si les rendements d'échelle sont variables, alors nous pouvons trouver le score d'efficience pure technique et de l'efficience d'échelle, en ajoutant la contrainte de convexité, $N1'\lambda = 1$, au problème ci-dessus. Quant à l'efficience d'allocation, supposons que w_i est le vecteur des prix des facteurs de production pour la banque i et le problème :

$\min_{\lambda x_i^*} w_i' x_i^*$, s.c. $-y_i + Y\lambda \geq 0$, $x_i^{¿} - X\lambda \geq 0$, $\lambda \geq 0$,

doit être résolu, où $x_i^{¿}$ est le vecteur des facteurs de production qui minimise le coût de la banque i, étant donné leur prix w_i et les quantités des biens y_i.

Une approche analogue peut être aussi appliquée pour estimer le niveau d'efficience de profit. Toutefois, il est impossible de l'utiliser pour les PECO où souvent, dans les années 90 et au début des années 2000, cet indicateur est négatif. Ce problème ne peut être résolu qu'en supprimant la banque avec un profit négatif de l'échantillon. Ce procédé est possible avec la méthode non paramétrique car son grand avantage est la possibilité d'être appliquée avec un petit nombre d'observations. Or, en désirant faire une comparaison avec les résultats obtenus avec l'approche paramétrique, qui est mise en œuvre par une régression économétrique et pour laquelle le nombre d'observations a une grande importance, nous avons décidé de ne pas utiliser la méthode DEA pour estimer l'efficience de profit et de revenu d'intérêt et de profiter de l'avantage de cette méthode pour déterminer l'efficience de coût pour chaque année et d'examiner son évolution.

1.2.2. La méthode paramétrique

Conceptuellement, les méthodes paramétrique et non paramétrique se ressemblent. Il faut déterminer une frontière d'efficience de coût (profit, revenu d'intérêt) suite à une fonction de coût (profit, revenu d'intérêt) sur laquelle se trouve la banque la plus efficiente et l'efficience des autres banques se détermine par rapport à celle-ci. La plus importante différence entre ces deux approches est la manière dont on trouve la frontière d'efficience : l'approche non paramétrique par la programmation linéaire et celle paramétrique par la régression économétrique. Dans cette dernière approche la déviation de la frontière d'efficience est incluse dans le terme d'erreurs, ce qui rend les résultats moins sensibles à l'exactitude de la fonction. En plus, pour éviter les valeurs négatives du profit, par exemple, il est possible d'ajouter une constante à la toute série, car les résultats ne se modifient pas suite à la régression, ce qui nous permettra d'estimer tant l'efficience de coût que l'efficience de profit et de revenu d'intérêt. En revanche, en tant qu'approche économétrique, un grand désavantage est la nécessité d'avoir un nombre suffisamment élevé d'observations, ce qui rend impossible les calculs annuels car certains pays ne disposent que d'une vingtaine de banques.

Si l'avantage de la méthode DEA nous permet d'estimer l'efficience de coût des banques pour chaque année, alors celui de l'approche paramétrique offre également la possibilité de déterminer l'efficience de profit et de revenu d'intérêt.

<u>L'efficience de coût</u>

Dans la technique paramétrique comme dans celle non paramétrique, l'inefficience de coût mesure l'écart qui existe entre le coût de la banque et le coût minimum nécessaire pour la production de la même quantité de biens et dans les mêmes conditions. Elle est issue de la fonction de coût où le coût dépend des prix des facteurs de production, des quantités produites, des résidus et de l'efficience :

$$C = C\left(w, y, u_c, \varepsilon_c\right) ,$$

où C mesure le coût, w est le vecteur des prix des facteurs de production, y est le vecteur des quantités des biens bancaires, u_c exprime le facteur d'inefficience qui peut augmenter le coût au-dessus du coût minimal et ε_c désigne le terme d'erreurs. Le facteur d'inefficience incorpore tant l'inefficience d'allocation que l'inefficience technique. La première caractérise l'impossibilité de réagir d'une manière optimale à la modification de la structure relative des prix w et la deuxième exprime l'utilisation trop de facteurs de production pour la même quantité du bien y. Pour simplifier la mesure de l'efficience, l'inefficience u_c et le terme d'erreurs ε_c sont supposés d'être séparés de la fonction de coût et les deux côtés sont présentés en logarithmes :

$$\ln C = f\left(w, y\right) + \ln u_c + \ln \varepsilon_c ,$$

où f définie une forme fonctionnelle. Ainsi, par rapport à la méthode non paramétrique, le désavantage de la méthode paramétrique est le fait d'imposer une forme précise à la fonction

de coût. L'efficience de coût de la banque *i* est définie comme le coût nécessaire pour offrir le vecteur de biens *y* si elle avait appliqué une meilleure pratique pour les mêmes variables exogènes (*w,y*) devisé sur le coût actuel de la banque *i*. Ce ratio est ajusté par le terme d'erreurs :

ln {$\hat{u}$

ln {$\hat{u}$

$$EC_i = \frac{\hat{C}_{\min}}{\hat{C}_i} = \frac{\exp\left[\hat{f}\left(w_i, y_i\right)\right] \times \exp\left[¿¿_{c,\min}\right]}{\exp\left[\hat{f}\left(w_i, y_i\right)\right] \times \exp\left[¿¿_{c,i}\right]} = \frac{\hat{u}_{c,\min}}{\hat{u}_{c,i}} ,$$

où $\hat{u}_{c,\min}$ est la valeur minimale de l'inefficience $\hat{u}_{c,i}$ parmi toutes les banques de l'échantillon.

<u>L'efficience de profit et de revenu d'intérêt</u>

Contrairement à la méthode DEA, la méthode paramétrique nous permet d'estimer l'efficience de profit car le problème des valeurs négatives peut être résolu en ajoutant une constante à toute la série, ne changent pas les résultats de la régression économétrique. Nous allons également estimer l'efficience de revenu d'intérêt afin de voir si la concurrence a amplifié le problème d'asymétrie d'information lié au comportement de la banque.

L'inefficience de profit mesure l'écart qui existe entre le profit de la banque et le profit maximal qu'elle aurait du obtenir en utilisant les mêmes quantités de facteurs de production dans les mêmes conditions de prix. De la même manière se définit l'inefficience de revenu d'intérêt. Pour les déterminer, nous utilisons la même fonction que celle pour la fonction de coût et au lieu du coût de la banque nous mettons son profit et son revenu d'intérêt respectivement. En forme logarithmique, elle prend la forme suivante :

$$\ln P\left(RI\right) = f\left(w, y\right) + \ln u_P\left(u_{RI}\right) + \ln \varepsilon_P\left(\varepsilon_{RI}\right) ,$$

où u_P (u_{RI}) exprime le facteur d'efficience et ε_P (ε_{RI}) le terme d'erreurs.

Les efficiences de profit et de revenu d'intérêt de la banque *i*, EP_i et ERI_i, sont définies comme le ratio du profit actuel sur le profit maximal et le ratio du revenu d'intérêt actuel sur le revenu d'intérêt maximal, respectivement. Ces ratios sont ajustés par le terme d'erreurs :

ln {$\hat{u}$

ln {$\hat{u}$

$$EP_i\left(ERI_i\right) = \frac{P_i\left(RI_i\right)}{P_{\max}\left(RI_{max}\right)} = \frac{\exp\left[\hat{f}\left(w_i, y_i\right)\right] \times \exp\left[¿¿_{P,i}\left(\hat{u}_{RI,i}\right)\right]}{\exp\left[\hat{f}\left(w_i, y_i\right)\right] \times \exp\left[¿¿_{P,\max}\left(\hat{u}_{RI,\max}\right)\right]} = \frac{\hat{u}_{P,i}\left(\hat{u}_{RI,i}\right)}{\hat{u}_{P,\max}\left(\hat{u}_{RI,\max}\right)} ,$$

où $\hat{u}_{P,\max}\left(\hat{u}_{RI,\max}\right)$ est la valeur maximale de l'efficience $\hat{u}_{P,i}\left(\hat{u}_{RI,i}\right)$ parmi toutes les banques de l'échantillon.

Comme pour la détermination du niveau de concurrence, la plupart d'études (Bonin et al., 2005 ; Isik et Hasan, 2002 ; Kraft et Tirtiroglu, 1998 ; Rezvanian et Mehdian, 2002 ; parmi d'autres) utilisent l'approche d'intermédiation bancaire pour estimer le niveau d'efficience. En revanche, il n'y a pas un consensus concernant la méthode utilisée, paramétrique ou non paramétrique, car les avantages de l'une ne peuvent pas compenser

complètement les désavantages de l'autre[3]. Sans citer les travaux sur les pays développés, Grigorian et Manole (2002) applique la méthode DEA afin d'estimer le niveau d'efficience de coût dans les pays en transition, y compris les PECO, Havrylchyk (2006) utilise la même méthode pour la Pologne, Isik et Hassan (2002) pour la Turquie et Rezvanian et Mehdian (2002) pour le Singapore.

Il existe également une multitude de travaux sur les pays émergents, y compris les PECO, qui utilisent l'approche paramétrique. On peut citer, parmi d'autres, l'étude de Bonin et al. (2005) sur l'efficience des banques des pays en transition, le travail de Fries et Taci (2005) sur le secteur bancaire des PECO et de l'ex-pays soviétiques, et le papier de Hasan et Marton (2003) sur l'expérience des banques hongroises. Néanmoins, la grande différence entre ces travaux est la forme de la fonction à régresser : linéaire, translog ou Fourier.

2. La source des données et la description des variables

2.1. La source des données

Les données sur les bilans et les rapports de revenu des banques ont été extraites de la base de données IBCA BankScope avec une fréquence annuelle. La Bulgarie est le seul pays où la Banque Nationale de Bulgarie publie trimestriellement les bilans des banques commerciales, dont les données nous avons utilisées. Les séries ont été complétées par les rapports et les bilans des banques existants sur leur site internet. Les banques centrales fournissent aussi de données agrégées sur les actifs du secteur bancaire, qui serviront dans le calcul de la part du marché bancaire utilisée dans nos estimations.

Nous étudions d'une manière individuelle le marché bancaire des huit PECO (la Bulgarie, la Hongrie, la Lettonie, la Pologne, la Roumanie, la Slovaquie, la Slovénie et la République tchèque) et d'une manière consolidée le marché bancaire de l'Estonie et de la Lituanie. Nous sommes obligés d'appliquer une approché consolidée pour ces deux derniers pays à cause du nombre limité des banques et par conséquent du nombre limité d'observations pour l'estimation de la concurrence et de l'efficience avec la méthode paramétrique. Nous considérons qu'une telle démarche n'aura pas un impact considérable sur les résultats, étant donné que les deux pays ont eu presque le même histoire de développement, de transformation du secteur bancaire dans un cadre d'un régime de change fixe (caisse d'émission).

Pour tous les pays et tout type d'estimation la période d'analyse est 1999-2006 et elle ne prend pas en compte les grandes réformes bancaires, qui se sont produites dans les PECO dans les années 90. Selon la disponibilité des données, le nombre de banques varie d'une année à l'autre et par conséquent la part de marché bancaire étudiée est également différente (voir Tableau 1). Pour la Bulgarie, par exemple, grâce à la disponibilité des bilans et des rapports de revenu pour chaque banque, nous avons analysé les niveaux de concurrence et d'efficience pour tout le secteur bancaire. Pour les pays baltes et la Roumanie, les données

[3] Sur les différences entre les approches paramétriques et non paramétriques, leurs avantages et désavantages voir Berger et Mester (1997).

dont nous disposons couvrent plus de 90% du marché bancaire et pour les autres pays cet indicateur varie entre 70% et 90%.

Tableau 1. Statistiques sur l'échantillon.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Bulgarie								
nr. de banques	32	34	35	34	35	35	33	32
la part des actifs dans l'échantillon (en %)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Hongrie								
nr. de banques	24	24	22	23	23	24	23	21
la part des actifs dans l'échantillon (en %)	91.6	96.6	87.8	85.1	81.3	81.9	81.1	80.7
Estonie+Lituanie								
nr. de banques	14	15	15	15	15	15	15	15
la part des actifs dans l'échantillon (en %)	94.4	94.1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Lettonie								
nr. de banques	20	21	20	22	22	22	22	21
la part des actifs dans l'échantillon (en %)	-	-	-	-	92.0	93.6	93.7	93.4
Pologne								
nr. de banques	38	38	35	36	38	39	38	27
la part des actifs dans l'échantillon (en %)	84.7	88.4	85.0	85.2	85.4	83.6	82.8	76.0
Roumanie								
nr. de banques	26	28	26	27	28	29	29	24
la part des actifs dans l'échantillon (en %)	97.5	96.9	93.5	93.5	92.6	91.2	91.3	90.2
Slovaquie								
nr. de banques	16	16	17	18	18	18	18	16
la part des actifs dans l'échantillon (en %)	74.5	77.2	78.7	78.7	85.0	87.2	81.1	83.2
Slovénie								
nr. de banques	20	20	18	16	17	17	18	17
la part des actifs dans l'échantillon (en %)	71.5	74.2	80.7	83.5	87.2	85.9	85.9	84.4
Tchéquie								

nr. de banques	19	19	19	18	17	18	16	16
la part des actifs dans l'échantillon (en %)	53.8	66.9	72.7	83.2	82.1	85.2	86.0	85.6

Il faut mentionner que nous avons sélectionné les banques qui ne mènent qu'une activité d'intermédiation bancaire. Nous avons ainsi exclu les institutions financières spécialisées dans le *leasing* présentes dans tous les PECO, les banques spécialisées dans l'octroi de crédits hypothécaires, surtout présentes en République tchèque, et les établissements de crédits spécialisés d'Etat. Ces derniers ont été conçus pour gérer et vendre les actifs des banques liquidées, par exemple. En République tchèque, on a créé la Banque de Consolidation pour accomplir ces tâches. A la fin des années 90 et au début des années 2000 elle détenait près de 20% des actifs du secteur bancaire. En plus, pendant cette période le gouvernement tchèque a soutenu la création des banques spécialisées dans l'octroi de crédits hypothécaires, ce qui explique une si faible couverture du marché bancaire tchèque.

2.2. La description des variables

Pour les deux types d'estimation, de la concurrence et de l'efficience, il y a des variables qui sont les mêmes. Pour le niveau d'efficience nous ajoutons d'autres variables pour compléter la fonction de coût ou de profit.

2.2.1. Pour l'estimation du niveau de concurrence

L'analyse des avantages et des inconvénients de chaque méthode et la disponibilité des données spécifiques des banques nous amènent à choisir le test de revenu de Rosse-Panzar. La linéarité et la robustesse du modèle sont les atouts principaux de cette méthodologie et le problème de multicolinéarité dans un modèle structurel, comme celui de Bresnahan-Lau, peut être difficilement résolu. Nous allons également utiliser l'approche d'intermédiation bancaire dans la détermination du niveau de concurrence. Pour cela, nous régressons le revenu d'intérêt sur les prix des facteurs de production, en ajoutant des variables de contrôle.

Le revenu d'intérêt représente la somme des tous les versements d'intérêt obtenu par la banque pendant une année. Pour obtenir ce revenu, la banque doit collecter des ressources financières, doit utiliser le facteur travail et faire des investissements dans des actifs fixes. Le prix des ressources financières est mesuré comme le rapport des dépenses d'intérêts sur le montant de dépôts. Le prix de travail est calculé comme le rapport des dépenses pour les salaires sur le montant des actifs. En fait, une meilleure mesure du prix de travail est le rapport entre les dépenses liées aux salaires et le nombre d'employés. Or, ne disposant pas des séries complètes pour ce paramètre, sauf pour la République tchèque, nous utilisons le montant d'actifs comme un proxy pour le nombre d'employés, car plus grande est la banque, plus d'employés elle embauchera. Les données pour la République tchèque confirment notre choix, puisque le coefficient de corrélation entre le montant d'actifs, exprimé en millions dollars américains, et le nombre d'employés est proche de 1 et il est statistiquement très

significatif (voir Tableau 2). Finalement, le prix des actifs fixes exprime le montant d'autres dépenses opérationnelles sur le montant des actifs fixes.

Pour contrôler le comportement spécifique des banques nous avons également ajouté certaines variables exogènes, comme les actifs totaux et la part du montant de crédit sur les actifs totaux. La première variable est une variable d'échelle mesurant la capacité de fonctionnement de la banque, car le résultat financier dépend de la taille de celle-ci. La deuxième variable est une variable exogène qui mesure l'implication de la banque sur le marché local des crédits et prend en compte le fait que les intérêts obtenus suite à l'octroi de crédits représentent la composante essentielle du revenu d'intérêt de la banque.

Tableau 2. Corrélation entre le montant total d'actifs, exprimé en millions dollars, et le nombre d'employés pour la République tchèque.

	1999	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**
Actifs totaux-nr. d'employés	0.962	0.947	0.956	0.968	0.975	0.976	0.971	0.974

Note : les *p-value* des coefficients de corrélation sont inférieurs à 0.001 pour toutes les années.

2.2.2. Pour l'estimation du niveau d'efficience

Pour estimer le niveau d'efficience il faut spécifier la fonction de coût et/ou de profit. Comme nous l'avons expliqué, nous allons considérer l'approche d'intermédiation bancaire pour les deux types de méthodes. Ainsi, nous considérons que la banque produit deux biens, crédits et autres actifs (investissements) qui sont source d'intérêt, avec trois facteurs de production, ressources financières, facteur travail et actifs fixes.

Par conséquent, les prix de facteurs de production sont déterminés de la même manière que pour le modèle avec le niveau de concurrence. Toutes les variables quantitatives sont exprimées en millions dollars.

3. Détermination du niveau de concurrence sur le marché bancaire

Même s'il y a des études qui analysent le niveau de concurrence entre banques dans les PECO, pour la plupart elles n'étudient que la concurrence bancaire dans la région et non pas pour chaque pays à part. Gelos et Roldós (2002) le font pour la Pologne et la Hongrie pour la période 1994-1999 et Dracos et Konstantinou (2005) pour tous les pays que nous analysons, sauf pour la Slovénie, pour un échantillon de 1992 à 2000. Dans cette section, nous contribuerons donc à cette littérature et nous déterminerons le niveau moyen de concurrence entre les banques sur la période 1999-2006.

Dans la littérature empirique bancaire il y a différentes spécifications de l'équation de revenu. Molyneux et al. (1996), par exemple, utilisent le ratio de revenu d'intérêts sur les actifs bancaires comme variable endogène. D'autre part, De Bandt et Davis (2000) régressent le logarithme du revenu d'intérêts. Ils expliquent que cette approche est plus appropriée du point de vue économique car le ratio de revenu sur les actifs bancaire fournit une équation de prix. Hormis les prix des facteurs de production et les actifs totaux, pour contrôler la taille de

la banque, ils introduisent d'autres variables comme la part de crédits sur les actifs et le ratio de dépôts sur les actifs. Or, ces variables peuvent être colinéaires et l'équation à régresser que nous choisissons est la suivante :

$$\ln R_{it} = c_i + \mu_t + \alpha_1 \ln w_{1,it} + \alpha_2 \ln w_{2,it} + \alpha_3 \ln w_{3,it} + \alpha_4 \ln AT_{it} + \alpha_5 Cr_{it} + \varepsilon_{it} \ , \quad (1)$$

où R représente le revenu d'intérêt, w_1 est le prix des ressources attirées, w_2 représente le prix du travail et w_3 celui des actifs fixes. AT et Cr sont des variables de contrôle, actifs totaux et la part de crédits dans les actifs. Selon l'approche de Panzar et Rosse, le niveau de concurrence est déterminé comme la somme de ces coefficients ; c'est-à-dire, $H = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$.

Les résultats des régressions en panel aux effets fixes de l'équation (1) sont présentés dans le Tableau 3. Ils sont pour la plupart significatifs à 1% et le R^2 ajusté est très élevé pour tous les pays. Les signes des coefficients sont les mêmes pour tous les pays. En guise de comparaison et d'analyse, nous avons ajouté dans le tableau le niveau de concurrence bancaire, *H*-tot, estimé pour l'échantillon entier. Pour tous les pays, sauf pour la Lettonie, il se trouve entre les niveaux de concurrence déterminé pour les banques étrangères, *H*-étr, et celui évalué pour les banques domestiques, *H*-dom. Cette distinction entre les banques domestiques et étrangères nous permettra d'affiner les résultats des régressions des scores d'efficience sur le niveau de concurrence.

D'après les résultats obtenus, nous pouvons distinguer deux catégories de banques : l'une où la concurrence entre les banques étrangères est plus forte que celle entre les banques domestiques, *H*-étr>*H*-dom, et l'autre où les banques étrangères sont moins concurrentielles que les établissements de crédits domestiques, *H*-étr<*H*-dom. Dans la première catégorie font partie les pays les plus développés de la région et qui ont ouvert et libéraliser plus tôt leurs marchés bancaires – la Hongrie, la Pologne, la Slovaquie et la République tchèque. Dans la deuxième catégorie font partie les autres pays, dont les marchés bancaires ont été ouverts plus tardivement et où il y a encore une restriction bancaire modérée – la Bulgarie, les pays baltes, la Roumanie et la Slovénie.

Parmi les pays où *H*-étr>*H*-dom, la Pologne est le seul pays où les banques étrangères ont un comportement parfaitement concurrentiel, le test de Wald ne pouvant pas rejeter l'hypothèse *H*-étr=1. Pour les autres pays, même si ce test confirme une concurrence monopolistique pour les banques étrangères, elle est cependant très importante et elle est la plus élevée en Pologne, en République tchèque et en Hongrie. On aurait l'impression que ces banques se trouvent encore dans la phase de conquête des parts de marché, mais dans d'autres circonstances. Si dans les années 90 elles faisaient concurrence aux grandes banques domestiques, on pourrait supposer qu'après la fin du processus de privatisation elles se font concurrence entre elles et les petites banques domestiques essaient de ne pas trop réagir se limitant à garder leurs parts de marchés. Il est probable qu'elles aient un pouvoir de marché sur un segment particulier du marché ou une région particulière. Comme preuve, en Slovaquie les banques domestiques ont un comportement collusif.

En revanche, dans les pays de la deuxième catégorie, les banques domestiques tentent encore de faire face aux établissements de crédits étrangers. Cela pourrait expliquer un comportement concurrentiel plus prononcé pour ces banques contrairement aux banques étrangères, pour lesquelles, comme nous l'avons expliqué, il existe des avantages « hors concurrence », qui ne peuvent pas être explorés par les banques domestiques et qui ne sont pas encore complètement exploités par les établissements étrangers. C'est le cas surtout de la Bulgarie, de la Roumanie et de la Slovénie. Dans ce dernier pays à cela s'ajoutent le nombre limité des banques étrangères et la restriction modérée pour entrer sur le marché.

Tableau 3 Niveau de concurrence infligée par les banques étrangères et domestiques.

	BG	**HU**	**ES+LT**	**LV**	**PL**	**RO**	**SK**	**SL**	**CZ**
					Banques étrangères				
C	-0.960*	-0.093	-0.899*	-0.718**	-0.827**	-0.827*	0.166	-1.549	-0.962***
Lnw_1	0.489*	0.681*	0.391*	0.569*	0.382*	0.750*	0.423*	0.646*	0.505*
Lnw_2	0.202*	0.065*	0.080	-0.073	0.393*	0.015	0.177***	-0.124	0.376*
Lnw_3	0.123*	-0.014	-0.047**	-0.278**	0.122*	0.015	0.011	0.011	-0.134*
LnAT	1.096*	0.966*	0.945*	0.946*	0.135*	1.100*	0.847*	0.978*	1.118*
Cr	0.659*	0.093	0.027	-0.386	-0.111	0.313**	0.635*	0.626**	1.546*
***H*-étr**	**0.814***	**0.732***	**0.424***	**0.217**	**0.898***	**0.780***	**0.611***	**0.533****	**0.747***
Wald H=0	<0.001	<0.001	0.01	0.33	<0.001	<0.001	<0.001	0.06	<0.001
Wald H=1	0.054	<0.001	<0.001	<0.001	0.26	0.01	0.01	0.09	<0.001
R2-aj.	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
nr. bqs	30	24	10	10	35	23	14	8	16
nr. obs	183	145	62	51	201	141	78	43	104
					Banques domestiques				
C	-3.320*	-0.442	1.047**	-1.157*	-1.035*	-0.237	0.186	1.379**	-1.960*
Lnw_1	0.185*	0.663*	0.618*	0.337*	0.503*	0.699*	-0.059	0.660*	0.773*
Lnw_2	0.377**	-0.056	-0.107	0.173**	0.173	0.311*	0.328**	0.328*	-0.267
Lnw_3	0.290*	-0.011	0.129*	0.017	0.134	0.053	-0.055	0.010	-0.084*
LnAT	1.510*	0.912*	0.641*	0.989*	1.075*	1.130*	0.714*	0.874*	1.094*
Cr	0.791**	0.796*	-0.840*	0.504***	0.285	0.761*	0.219	0.338	-1.085
***H*-dom**	**0.853***	**0.597***	**0.640***	**0.528***	**0.810***	**1.063***	**0.214**	**0.997***	**0.422****
Wald H=0	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	0.27	<0.001	0.03
Wald H=1	0.38	0.008	<0.001	<0.001	0.04	0.55	<0.001	0.97	0.004
R2-aj.	0.97	0.98	0.99	0.97	0.99	0.99	0.98	0.99	0.98
nr. bqs	17	6	12	18	21	13	13	17	8
nr. obs	87	39	57	117	88	76	59	100	39
***H*-tot**	**0.817***	**0.672***	**0.620***	**0.600***	**0.895***	**0.830***	**0.231****	**0.930***	**0.534***

Note : Les pays de l'échantillon sont : la Bulgarie (BG), la Hongrie (HU), l'Estonie et la Lituanie ensemble (ES+LT), Lettonie (LV), Pologne (PL), Roumanie (RO), Slovaquie (SK), Slovénie (SL) et République tchèque (CZ). Le test de *Wald* vérifie les hypothèses nulles si H=0 et H=1 en rapportant le p–value du rejet de ces hypothèses. *, **, *** signifient que les coefficients sont significatifs à 1%, 5% et 10%, respectivement.

4. Evaluation du niveau d'efficience des banques

Etant donné le fait que chaque méthode a des avantages et des désavantages qui ne se compensent pas, nous utilisons les deux approches pour estimer le niveau d'efficience de coût. La méthode DEA, n'exigeant pas beaucoup d'observations, nous permet de déterminer le niveau d'efficience pour chaque année et de faire une analyse sur son évolution. La méthode de la frontière stochastique, en revanche, peut résoudre le problème du profit négatif

4.1. Résultats de la méthode DEA

Dans le cadre de cette méthode, l'efficience technique (ET) mesure la capacité de produire le maximum de biens avec un niveau donné de facteurs de production, ou la capacité d'utiliser le minimum de facteurs de production pour produire une quantité donnée de biens. L'efficience d'allocation (EA) se réfère à la capacité de sélectionner les quantités optimales des facteurs de production, étant donnés les prix, afin de produire une quantité donnée de biens. La mesure de l'efficience de coût (EC) c'est le produit entre l'efficience technique et l'efficience d'allocation. L'efficience technique se décompose aussi en efficience pure technique (EPT) et l'efficience d'échelle (EE), qui sont déterminées par le modèle avec des rendements d'échelle variables. Cette dernière efficience mesure le niveau de rendements d'échelle à laquelle la banque fonctionne (rendements d'échelle croissants ou décroissants).

Le modèle est estimé à l'aide du logiciel DEAP, développé par Coelli (1996 a), et les résultats sont présentés dans le Tableau 4. Ils montrent que dans tous les pays, sauf en République tchèque, les banques étrangères sont en moyenne plus efficientes que les établissements de crédits domestiques. Même si en valeur absolue les niveaux d'efficience des banques tchèques sont élevés, les banques étrangères ont en moyenne un niveau d'efficience relativement faible. Il peut être expliquer par la présence des banques étrangères comme GE Money Bank, avec une spécificité liée au groupe industriel General Electric et dont le niveau d'efficience est relativement bas, et des banques domestiques comme Ceska Exportni Banka et CMZR, qui sont des banques spécialisées d'Etat, dont l'objectif est d'aider les entreprises exportatrices (Ceska Exportni Banka) et les petites et moyennes entreprises (CMZR) en leur proposant des taux subventionnés et d'autres facilités de crédits. Evidemment, avec le soutien de l'Etat le niveau d'efficience de ces banques est relativement élevé.

Des niveaux d'efficience également élevés ont été enregistrés dans les secteurs bancaires hongrois et slovène. En Hongrie, l'efficience de coût a subi une tendance de décroissance pour toute la période sauf pour 2003 et 2006 où on observe une amélioration. Ce n'est pas le cas pour la Slovénie, où le niveau d'efficience des banques a crû d'une manière

continue. En outre, en Hongrie le niveau d'efficience de coût des banques étrangères a baissé durant 1999-2006 et celui des banques domestiques a augmenté après une baisse les premières trois années. En Slovénie le niveau d'efficience des banques a diminué seulement après une amélioration en 2000 pour les établissements étrangers et jusqu'à 2002 pour les institutions domestiques. Dans les deux pays les deux types d'établissement ont des valeurs proches d'efficience de coût.

En Estonie, Lituanie et en Slovaquie les banques sont devenues aussi relativement plus efficientes au fil de temps et elles ne se différencient pas trop par rapport à leur niveau d'efficience de coût. Toutefois, on peut constater que les banques étrangères ont amélioré leur score, tandis que son évolution est différente pour les banques domestiques : elle est croissante pour l'Estonie et la Lituanie et est fluctuante pour la Slovaquie.

Les scores d'efficience les moins élevés ont été calculés pour la Bulgarie, la Lettonie, la Roumanie et la Pologne. Parmi ces pays, seulement l'efficience de coût des banques de Lettonie et de Roumanie a eu une tendance ascendante et cela différemment par rapport au type de banque. En Roumanie elle est ascendante tant pour les banques domestiques que pour les établissements étrangers avec des fluctuations pour ces dernières et un rythme stable est important pour ces premières.

Il n'est pas possible de discerner une tendance dans l'évolution de l'efficience de coût des banques bulgares et polonaises : les fluctuations sont présentes tant pour les banques étrangères que pour les établissements domestiques. On peut toutefois observer que l'écart d'efficience entre les banques étrangères et domestiques s'accentue en Bulgarie et il diminue en Pologne.

Un des grands avantages de la méthode non paramétrique étant la possibilité d'utiliser des séries courtes, il nous a permis de déterminer le niveau d'efficience annuellement pour chaque banque et chaque pays de l'échantillon. Nous avons pu ainsi d'estimer l'efficience des banques étrangères et domestiques pour discerner une tendance. Or les résultats ne sont pas concluants : tant les banques étrangères que les établissements domestiques peuvent améliorer et subir des réductions d'efficience de coût. Néanmoins, dans plus de pays on observe une augmentation d'efficience pour les banques étrangères, résultat qui pourrait être vérifié dans une régression en coupes transversales.

Une telle régression exigerait des valeurs moyennes par période de l'efficience des banques pour chaque pays. Ces valeurs peuvent être déduites des estimations annuelles obtenues par la méthode DEA, mais peuvent également être estimées par la méthode paramétrique. L'utilisation des deux approches nous permettra de comparer les résultats. En outre, nous pourront aussi estimer l'efficience de profit et de déterminer ainsi si les banques étrangères sont plus efficientes en profit par rapport aux banques domestiques.

Tableau 4. Efficience de coût d'après la méthode DEA.

	BG		HU		EST+LT		LV		PL		RO		SK		SL		CZ	
	Etr.	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**
1999																		
EC	0.680	0.615	0.838	0.822	0.628	0.643	0.539	0.558	0.767	0.569	0.772	0.533	0.845	0.663	0.727	0.782	0.806	0.657
EA	0.743	0.682	0.879	0.859	0.796	0.766	0.578	0.611	0.788	0.616	0.799	0.674	0.850	0.684	0.728	0.822	0.818	0.683
ET	0.901	0.891	0.948	0.949	0.787	0.818	0.922	0.900	0.967	0.916	0.962	0.784	0.991	0.965	0.999	0.950	0.981	0.958
EPT	0.951	0.923	0.973	0.968	0.935	0.919	0.954	0.944	0.987	0.951	0.990	0.878	0.999	0.981	1.000	0.983	0.996	1.000
EE	0.944	0.965	0.975	0.981	0.847	0.892	0.966	0.955	0.979	0.964	0.972	0.898	0.992	0.984	0.999	0.967	0.986	0.958
2000																		
EC	0.724	0.633	0.817	0.787	0.683	0.689	0.680	0.626	0.641	0.558	0.741	0.594	0.882	0.655	0.953	0.796	0.724	0.717
EA	0.762	0.693	0.848	0.860	0.804	0.761	0.712	0.663	0.670	0.602	0.812	0.706	0.893	0.694	0.953	0.830	0.744	0.736
ET	0.917	0.907	0.957	0.909	0.842	0.892	0.944	0.936	0.944	0.929	0.901	0.843	0.984	0.934	1.000	0.957	0.972	0.970
EPT	0.982	0.922	0.970	0.928	0.947	0.931	0.984	0.957	0.979	0.952	0.937	0.902	1.000	0.955	1.000	0.969	0.994	0.992
EE	0.935	0.984	0.987	0.979	0.892	0.958	0.959	0.978	0.964	0.976	0.960	0.933	0.984	0.978	1.000	0.988	0.978	0.978
2001																		
EC	0.711	0.623	0.850	0.705	0.686	0.740	0.627	0.728	0.693	0.559	0.721	0.633	0.680	0.630	0.947	0.880	0.771	0.760
EA	0.755	0.705	0.872	0.791	0.759	0.809	0.653	0.758	0.741	0.597	0.790	0.780	0.704	0.655	0.967	0.919	0.796	0.787
ET	0.934	0.878	0.974	0.873	0.900	0.897	0.960	0.957	0.923	0.929	0.909	0.809	0.962	0.956	0.978	0.956	0.965	0.954
EPT	0.966	0.912	0.984	0.906	0.970	0.946	0.996	0.970	0.958	0.962	0.929	0.897	0.994	0.966	0.983	0.981	0.987	0.973

EE	0.966	0.964	0.990	0.957	0.928	0.949	0.964	0.986	0.964	0.967	0.977	0.901	0.968	0.989	0.995	0.974	0.977	0.979
	BG		**HU**		**EST+LT**		**LV**		**PL**		**RO**		**SK**		**SL**		**CZ**	
	Etr.	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**
2002																		
EC	0.666	0.629	0.845	0.710	0.757	0.696	0.660	0.715	0.592	0.428	0.750	0.559	0.680	0.594	0.882	0.888	0.764	0.833
EA	0.703	0.698	0.869	0.739	0.788	0.747	0.683	0.739	0.632	0.480	0.802	0.709	0.701	0.649	0.915	0.916	0.783	0.840
ET	0.943	0.891	0.967	0.956	0.958	0.915	0.967	0.960	0.921	0.885	0.923	0.786	0.965	0.907	0.961	0.969	0.971	0.991
EPT	0.974	0.926	0.991	0.969	0.982	0.950	0.989	0.974	0.958	0.916	0.949	0.909	0.989	0.936	0.981	0.990	0.989	0.991
EE	0.968	0.964	0.975	0.987	0.976	0.964	0.978	0.986	0.962	0.969	0.972	0.866	0.976	0.970	0.980	0.979	0.982	1.000
2003																		
EC	0.687	0.633	0.840	0.824	0.662	0.659	0.682	0.705	0.652	0.598	0.702	0.616	0.698	0.631	0.853	0.869	0.717	0.738
EA	0.736	0.702	0.881	0.840	0.707	0.714	0.706	0.736	0.694	0.630	0.782	0.753	0.726	0.671	0.880	0.895	0.734	0.762
ET	0.929	0.898	0.948	0.976	0.933	0.902	0.963	0.951	0.928	0.943	0.887	0.814	0.957	0.916	0.966	0.970	0.973	0.953
EPT	0.968	0.924	0.985	0.976	0.993	0.962	0.991	0.968	0.972	0.969	0.927	0.922	0.979	0.933	0.973	0.979	0.991	0.954
EE	0.960	0.972	0.962	0.999	0.939	0.939	0.972	0.983	0.955	0.974	0.957	0.889	0.978	0.981	0.993	0.990	0.982	1.000
2004																		
EC	0.661	0.611	0.809	0.851	0.800	0.752	0.755	0.655	0.718	0.625	0.743	0.653	0.712	0.604	0.819	0.843	0.684	0.798
EA	0.722	0.677	0.853	0.864	0.830	0.818	0.758	0.677	0.762	0.674	0.806	0.770	0.739	0.658	0.837	0.863	0.702	0.830
ET	0.907	0.888	0.944	0.982	0.962	0.910	0.995	0.962	0.936	0.923	0.915	0.856	0.965	0.896	0.977	0.976	0.972	0.944
EPT	0.956	0.931	0.961	0.986	0.986	0.912	0.999	0.970	0.979	0.936	0.939	0.899	0.975	0.985	0.980	0.986	0.987	0.944

EE	0.950	0.956	0.981	0.996	0.976	0.997	0.997	0.992	0.957	0.985	0.975	0.956	0.989	0.910	0.996	0.990	0.985	0.999
	BG		**HU**		**EST+LT**		**LV**		**PL**		**RO**		**SK**		**SL**		**CZ**	
	Etr.	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**
2005																		
EC	0.703	0.624	0.729	0.757	0.813	0.760	0.835	0.664	0.751	0.657	0.744	0.723	0.775	0.522	0.846	0.812	0.715	0.815
EA	0.760	0.697	0.780	0.766	0.840	0.824	0.845	0.696	0.779	0.693	0.809	0.807	0.805	0.606	0.858	0.842	0.727	0.850
ET	0.918	0.884	0.931	0.986	0.965	0.914	0.986	0.951	0.959	0.947	0.914	0.896	0.961	0.857	0.983	0.962	0.982	0.947
EPT	0.963	0.944	0.971	0.988	0.986	0.917	0.989	0.961	0.976	0.973	0.950	0.961	0.988	0.989	0.991	0.981	0.995	0.948
EE	0.954	0.939	0.959	0.998	0.980	0.996	0.998	0.991	0.983	0.974	0.962	0.934	0.973	0.868	0.992	0.982	0.987	0.999
2006																		
EC	0.687	0.557	0.750	0.848	0.882	0.770	0.764	0.707	0.695	0.692	0.806	0.789	0.746	0.596	0.843	0.813	0.723	0.759
EA	0.735	0.631	0.767	0.853	0.905	0.837	0.807	0.751	0.722	0.710	0.872	0.859	0.780	0.707	0.878	0.846	0.736	0.842
ET	0.926	0.876	0.976	0.994	0.972	0.907	0.939	0.937	0.959	0.974	0.921	0.916	0.953	0.803	0.956	0.959	0.980	0.889
EPT	0.957	0.928	0.998	1.000	0.990	0.912	0.959	0.960	0.990	0.988	0.978	0.945	1.000	0.917	0.973	0.973	0.994	0.891
EE	0.968	0.947	0.977	0.994	0.982	0.994	0.980	0.977	0.969	0.986	0.942	0.969	0.953	0.874	0.983	0.985	0.986	0.998
Moyen																		
EC	0.689	0.620	0.810	0.772	0.760	0.704	0.711	0.667	0.687	0.578	0.748	0.621	0.737	0.622	0.854	0.832	0.736	0.748
EA	0.739	0.689	0.845	0.810	0.808	0.779	0.735	0.701	0.723	0.619	0.810	0.746	0.762	0.669	0.874	0.864	0.754	0.779
ET	0.923	0.891	0.955	0.946	0.936	0.887	0.961	0.944	0.941	0.926	0.915	0.830	0.964	0.918	0.975	0.961	0.974	0.952

EPT	0.965	0.924	0.979	0.960	0.980	0.931	0.982	0.963	0.974	0.952	0.949	0.910	0.988	0.960	0.984	0.980	0.991	0.967
EE	0.957	0.965	0.975	0.984	0.955	0.952	0.979	0.981	0.966	0.973	0.964	0.914	0.976	0.956	0.991	0.981	0.983	0.985

Note : Les pays de l'échantillon sont : la Bulgarie (BG), la Hongrie (HU), l'Estonie et la Lituanie ensemble (ES+LT), Lettonie (LV), Pologne (PL), Roumanie (RO), Slovaquie (SK), Slovénie (SL) et République tchèque (CZ).

4.2. Frontière stochastique

Grâce à l'approche économétrique, la méthode paramétrique peut résoudre le problème des valeurs négatives des variables. Par conséquent, nous allons estimer tant le niveau d'efficience de coût et de revenu d'intérêt que le score d'efficience de profit.

4.2.1. Estimation du niveau d'efficience

Contrairement à la méthode DEA, la méthode paramétrique repose sur l'estimation des indicateurs d'efficience comme des résidus à une régression économétrique où le terme d'erreurs est présent. Or, le grand désavantage consiste respectivement à imposer une fonction de régression pour le coût et le profit, ce qui peut avoir des répercussion sur les résultats : plus la fonction est restrictive, plus les répercussions sont évidentes. C'est pour cela, il faut choisir la fonction la plus flexible possible. Une proposition serait la fonction Translog, utilisée par Hasan et Marton (2003), Fries et Taci (2005), et Bonin et al. (2005), parmi d'autres. Or, cette fonction est limitée en flexibilité. Par conséquent, certains auteurs (par exemple, Altunbaş et al., 2001) proposent une fonction Fourier, qui est une fonction Translog ajustée par un polynôme trigonométrique. Cet ajustement rend la fonction plus flexible, ce qui justifie le nom de cette technique utilisé souvent comme sémi-paramétrique (Berger et Mester, 1997).

La flexibilité de la forme Fourier réside sur le fait qu'elle représente une approximation globale parce que les termes cos(x_n), sin(x_n), cos($2x_n$), sin($2x_n$), etc. sont mutuellement orthogonaux sur l'intervalle [0,2π]. Par conséquent, chaque terme additionnel, ou un polynôme trigonométrique de degré supérieur, peut rendre l'approximation plus proche de l'évolution de la série de données. Néanmoins, du point de vie technique il faut se limiter à un nombre de termes qui correspondent à la taille de l'échantillon. Nos échantillons étant relativement petits (voir Tableau 1), il serait ainsi opportun de régresser la fonction de coût (de profit et de revenu d'intérêt) avec un polynôme trigonométrique seulement de premier degré, qui prend la forme suivante :

(2)

$$\begin{aligned}\ln\left[C/w_3\left(P/w_3+\theta, RI/w_3\right)\right] &= \alpha+\sum_{i=1}^{2}\beta_i\ln\left(w_i/w_3\right)+\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2}\beta_{ij}\ln\left(w_i/w_3\right)\ln\left(w_j/w_3\right)+\\ &+\sum_{k=1}^{2}\gamma_k\ln y_k+\frac{1}{2}\sum_{k=1}^{2}\sum_{m=1}^{2}\gamma_{km}\ln y_k\ln y_m+\sum_{i=1}^{2}\sum_{k=1}^{2}\eta_{ik}\ln\left(w_1/w_3\right)\ln y_k+\\ &+\sum_{n=1}^{4}\left[\varphi_n\cos x_n+\omega_n\sin x_n\right]+\sum_{n=1}^{4}\sum_{q=n}^{4}\left[\varphi_{nq}\cos\left(x_n+x_q\right)+\omega_{nq}\sin\left(x_n+x_q\right)\right]+\ln u+\ln\varepsilon\end{aligned}$$

et cette fonction est régressée avec la méthode de maximum de vraisemblance pour déterminer le niveau d'inefficience u_c, où u_c est une variable aléatoire non négatives et tronquée en-dessous de zéro et elle est de distribution $N\left(\mu, \sigma_u^2\right)$. ε_c est une variable aléatoire de distribution $N\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right)$. Nous avons opté pour la distribution en-dessous de zéro normale tronquée au lieu de la méthode sémi-normale qui implique μ=0, car d'après certains auteurs

(Berger et Mester, 1997 ; Coelli 1996 b) cette condition peut être restrictive puisqu'on peut avoir $\mu>0$. Etant donné le fait que la méthode de maximum de vraisemblance exige des valeurs initiales pour les coefficients à estimer, elles sont proposées par un algorithme spécialement conçu par Coelli (1996 b), dont le logiciel Frontier 4.1 est utilisé dans cette régression. Ces valeurs sont issues de la régression par MCO. Pour la fonction de profit et de revenu d'intérêt nous substituons seulement le coût C par le revenu d'intérêt, en gardant la même fonction et en ajoutant pour la fonction de profit la constante θ qui est égale à un plus le terme absolue de la valeur minimale de profit divisé par le prix des actifs fixes parmi toutes les banques de l'échantillon pour l'année respective, $\theta = 1 + |\min(P_i / w_3)|$.

Nous avons gardé la même structure conceptuelle du modèle, c'est-à-dire trois facteurs de production, dont les prix w_1, w_2 et w_3 sont expliqués plus haut, et deux biens bancaires : les crédits (y_1) et les autres investissements (y_2).

Les arguments x_n, n=1,…,4, des fonctions trigonométriques sont des valeurs ajustées des variables $\ln(w_i/w_3)$, i=1,2, et $\ln(y_k)$, k=1,2. L'ajustement se fait pour que chaque argument x_n soit compris dans l'intervalle $[0,2\pi]$ et il se fait à l'aide de l'équation (3). Afin de minimiser les problèmes d'approximation au début et à la fin de cet intervalle, selon la suggestion de certains auteurs (Berger et Mester, 1997 ; Altunbaş et al., 2001), l'intervalle initial est réduit à $[0.1*2\pi, 0.9*2\pi]$. Ainsi, les variables x_n sont calculés comme

$$x_n = 0.2\pi + (0.9 \times 2\pi - 0.1 \times 2\pi) \frac{variable_n - a}{b - a}, \quad (3)$$

où chaque $variable_n$ transformée est comprise dans l'intervalle $[b,a]$, où a=min($variable_n$) et b=max($variable_n$).

Selon Berger et Mester (1997), dans l'équation (2) le coût C et les prix w_1 et w_2 des ressources attirées et de travail, respectivement, doivent être normalisés par le prix de dernier facteur de production w_3 pour imposer l'homogénéité linéaire dans le modèle. Cela implique le fait que sur la frontière d'efficience le doublement des prix des facteurs de production double le coût. Ce type de normalisation est la seule modalité d'imposer l'homogénéité sur la fonction Fourier, car, contrairement à la fonction translog, les termes Fourier ne sont pas multiplicatifs.

Il n'y a pas une règle pour déterminer le degré du polynôme trigonométrique. Par conséquent, les estimations sont effectuées pour le polynôme de degré 1 (Fourier 0) et de degré 2 (Fourier). Nous présentons aussi les résultats des estimations pour la fonction Translog, pour laquelle nous imposons les conditions standard de symétrie (*i.e.*, $\beta_{ij} = \beta_{ji}, \gamma_{km} = \gamma_{mk}$).

4.2.2. Résultats de la méthode paramétrique

L'équation (2) est régressée dans un panel avec le même échantillon des banques pour chaque pays. Dans cette régression nous prenons en compte toutes les banques de

l'échantillon, qui se sont installées sur le marché dans différentes périodes, ce qui explique la différence avec les données du Tableau 1. Dans le cadre du modèle en Panel, nous obtenons des niveaux d'efficience moyens pour la période étudiée pour chaque banque i (EC_i, EP_i et ERI_i). Les termes moyens d'efficience ainsi trouvés sont présentés dans le Tableau 5.

Tableau 5. Efficience moyenne de coût, de profit et de revenu d'intérêt d'après la méthode paramétrique.

	Efficience de coût						**Efficience de profit**						**Efficience de revenu d'intérêt**					
	Translog		***Fourier 0***		***Fourier***		***Translog***		***Fourier 0***		***Fourier***		***Translog***		***Fourier 0***		***Fourier***	
	Etr.	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**	**Etr.**	**Dom.**
BG	0.656	0.770	0.736	0.837	0.846	0.946	0.584	0.571	0.880	0.887	0.910	0.920	0.711	0.642	0.778	0.729	0.707	0.662
HU	0.859	0.828	0.887	0.870	0.958	0.909	0.899	0.895	0.993	0.993	0.971	0.972	0.878	0.828	0.959	0.899	0.960	0.902
EST+LT	0.766	0.814	0.788	0.783	0.857	0.822	0.815	0.935	0.842	0.923	0.825	0.951	0.827	0.849	0.761	0.839	0.778	0.835
LV	0.610	0.633	0.642	0.635	0.696	0.678	0.802	0.845	0.783	0.853	0.818	0.874	0.926	0.906	0.889	0.902	0.905	0.930
PL	0.655	0.615	0.706	0.632	0.716	0.650	0.946	0.955	0.958	0.964	0.972	0.973	0.672	0.675	0.671	0.692	0.697	0.735
RO	0.846	0.755	0.878	0.815	0.875	0.832	0.900	0.872	0.930	0.906	0.935	0.917	0.881	0.914	0.895	0.926	0.927	0.938
SK	0.820	0.645	0.803	0.577	0.719	0.473	0.865	0.865	0.924	0.885	0.916	0.841	0.899	0.837	0.902	0.860	0.907	0.859
SV	0.782	0.774	0.759	0.766	0.860	0.860	0.882	0.948	0.871	0.940	0.837	0.921	0.699	0.737	0.821	0.820	0.793	0.796
CZ	0.670	0.677	0.891	0.850	0.923	0.873	0.826	0.808	0.846	0.840	0.888	0.800	0.683	0.646	0.702	0.669	0.705	0.677

Note : BG – Bulgarie, HU – Hongrie, ES+LT – Estonie et Lituanie ensemble, LV – Lettonie, PL – Pologne, RO – Roumanie, SK – Slovaquie, SL – Slovénie et CZ – République tchèque.

Pour la Bulgarie nous avons obtenu que, même si les niveaux sont proches, l'efficience de coût des banques domestiques et légèrement supérieure à celle des banques étrangères, contrairement aux résultats de la méthode DEA. Pour les autres pays, il y a toutefois certains résultats qui sont compatibles : pour les pays baltes les résultats estimés avec la fonction Fourier montre une efficience de coût supérieure pour les banques étrangères, en correspondance avec les résultats de la méthode DEA, et pour la Slovénie et la République tchèque c'est la fonction translog qui fournit des estimations similaires.

Ces différences sont dues aux propriétés des deux approches. La méthode DEA, comme approche non paramétrique basée sur la programmation mathématique, même si elle n'exige pas une fonction précise, ses résultats sont très liés aux variables utilisées. En l'absence des certaines données et l'utilisation à leur place des proxy, ils peuvent être biaisés. En revanche, la méthode de la fonction stochastique basée sur la régression économétrique peut accepter des proxy, s'ils sont évidemment fortement corrélés avec la série substituée. Etant donné le fait que nous avons utilisé un proxy pour le prix de travail, w_2, nous privilégierons les résultats issus de la méthode stochastique.

Pour l'efficience de coût, nous pouvons donc conclure qu'en moyenne les banques étrangères sont plus efficientes que les banques domestiques. Or, les banques qui sont efficientes du point de vue de la gestion des coûts ne le sont pas forcément du point de vue de l'obtention du profit et du revenu d'intérêt. Pour la Bulgarie, par exemple, même si les résultats de la fonction Fourier confirment que les banques domestiques sont plus efficientes dans l'obtention de profit par rapport aux établissements étrangers, elles deviennent moins efficientes quant à l'obtention de revenu d'intérêt. Des résultats similaires sont obtenus pour les banques hongroises ; les établissements étrangers en Hongrie sont plus efficients tant dans la gestion des coûts que dans l'obtention des revenus d'intérêt et ne le sont pas pour l'obtention du profit.

Dans les pays baltes et en Slovénie ce sont les banques domestiques qui présentent des niveaux d'efficience de profit et de revenu plus élevés, malgré des résultats inverses obtenus pour l'efficience de coût avec la fonction Fourier, pour les pays baltes, et la fonction translog, pour la Slovénie. En Pologne, après avoir enregistré de valeurs d'efficience de coût supérieures aux banques domestiques, les établissements étrangers sont moins efficients si on analyse l'efficience de profit et de revenu d'intérêt. Ils sont également moins efficients par rapport au revenu d'intérêt en Roumanie. La Slovaquie et la République tchèque sont les seuls pays où les banques étrangères sont plus efficientes que les établissements domestiques tant dans la gestion des coûts que dans l'obtention du profit et des revenus d'intérêt.

Les résultats pour l'efficience de coût coïncident avec tous les travaux évoqués sur les PECO dans le sens où, dans cette région, les banques étrangères sont plus efficientes que les établissements domestiques. Les résultats pour l'efficience de profit montrent, en revanche, que ces premières ne sont pas forcément plus efficientes. Est-ce que c'est parce qu'elles ont choisi une stratégie qui consiste à privilégier l'efficience de coût afin de mieux conquérir le

marché ou c'est le résultat d'un comportement lié au problème d'asymétrie d'information dont les effets peuvent être amplifiés par une concurrence accrue ? Comme nous l'avons déjà mentionné, dans un environnement fortement concurrentiel les banques pourraient ne pas avoir la possibilité financière d'analyser et sélectionner les projets à financer et être amenées à suivre le principe de la loi faible des grands nombres : on converge vers le résultat espéré avec l'augmentation du nombre de projets financés. En outre, elles peuvent être sujettes au problème de « malédiction du vainqueur ». Comme résultat, on pourrait s'attendre à une dégradation du portefeuille de crédit avec l'amplification de la concurrence et ainsi des effets négatifs sur l'efficience de revenu d'intérêt. Par conséquent, nous étudierons la relation entre la concurrence et l'efficience.

5. La relation entre la concurrence et l'efficience

Pour cela, nous utilisons les niveaux de concurrence pour les banques étrangères et domestiques déterminés dans la section 3. Cette différenciation permet de faire une meilleure distinction entre les banques et en conséquence des estimations plus fines, par rapport au cas où le niveau de concurrence de tout le secteur bancaire aurait été appliqué. Ensuite, les valeurs d'efficience évaluées dans le sous-point précédent sont régressées simplement sur le niveau de concurrence de façon suivante :

(4)

$$EC_{ip}\left(EP_{ip}, ERI_{ip}\right) = c + \alpha_1 H_{jp} + \alpha_2 BqEtr_{ip} + \alpha_3 Actif_{ip} + \alpha_4 Cr_{ip} + \alpha_5 Dép_{ip} + \alpha_6 EtROA_{ip} + \varepsilon_{ip} ,$$

où i et p sont les indices de la banque i et du pays p, respectivement ; et H est le niveau de concurrence déterminé dans le sous-point 3, qui est différent d'après le type j de la banque (étrangère ou domestique), et présenté dans le Tableau 3 pour chaque pays p.

Nous ajoutons également des variables de contrôle : pour prendre en compte la présence des banques étrangères nous introduisons la variable muette *BqEtr* qui prend la valeur 1 si la banque à plus de 50% de capital étranger au moins pendant quatre ans ; pour prendre en compte la taille de la banque nous ajoutons la variable *Actif* qui désigne la part des actifs totaux de chaque banque dans la structure des actifs des banques de l'échantillon ; pour contrôler certaines stratégies des banques concernant la présence sur le marché des crédits et le marché des dépôts nous utilisons les variables *Cr* et *Dép* qui signifient la part de crédits dans la structure des actifs totaux de chaque banque et le ratio dépôts sur les actifs, respectivement ; finalement, pour mesurer la prise de risque de la banque nous considérons la variable de contrôle *EtROA* qui exprime l'écart-type du *ROA* de la banque pour la période étudiée. Selon certains auteurs (Isik et Hassan, 2002 ; Havrylchyk, 2006), les grandes fluctuations du *ROA* sont dues à une prise de risque importante.

D'après les résultats, qui sont présentés dans le Tableau 6, le niveau de concurrence, exprimé par H-stat, influence positivement l'efficience de coût, déterminée par l'approche de la frontière stochastique, et l'efficience de profit. Même si les résultats ne sont validés que

pour la fonction Fourier, ils sont statistiquement très significatifs. En revanche, la concurrence n'a aucun impact sur l'efficience de coût, si celle-ci est estimée par la méthode DEA.

Un résultat très important est la confirmation de l'hypothèse de l'effet négatif de la concurrence sur la qualité du portefeuille de crédit et par cela sur l'efficience de revenu d'intérêt. Les coefficients sont économiquement importants et statistiquement très significatifs pour toutes les trois fonctions. Dans les PECO, le comportement des banques est bien influencé par la concurrence et la recherche d'efficience ne semble pas être une priorité quand la concurrence s'amplifie.

Quant aux banques étrangères, les résultats confirment qu'elles sont plus efficientes dans la gestion des coûts et qu'il n'y a aucune différence avec les établissements domestiques dans l'efficience d'obtention de profit et de revenu d'intérêt. Suite aux estimations pour les valeurs d'efficience de coût de la méthode DEA, les grandes banques sont moins efficientes. En plus, le comportement des banques par rapport au crédit ne joue aucun rôle dans l'évolution de l'efficience. En revanche, si elles détiennent plus de dépôts, moins elles sont efficientes dans la gestion de coût et l'obtention de profit. La prise de risque à un impact négatif sur l'efficience de coût, résultat statistiquement très significatif pour les deux approches.

Les résultats des régressions ne sont pas satisfaisants par rapport au R^2 ajusté. Or, c'est le problème qui existe dans la plupart des travaux sur le sujet (voir, par exemple, Berge et Mester, 1997 ; Hasan et Marton, 2003 ; Isik et Hasan, 2002). En revanche, les coefficients pour le niveau de concurrence *H* sont très significatifs et il est peu probable que l'ajout d'autres séries pour améliorer le R^2 ajusté puisse changer la valeur et surtout le signe de ces coefficients.

6. Conclusion

Les problèmes liés à l'asymétrie d'information présents sur le marché bancaire peuvent rendre la banque très vulnérable à la conjoncture économique. Pour réduire leurs effets, elle doit fournir plus d'efforts, qui sont coûteux, afin d'analyser et de surveiller les projets à financer. Or, cela est possible seulement s'il n'existe pas une contrainte concurrentielle. Par conséquent, la concurrence pourrait avoir des effets négatifs sur l'efficience des banques, par la diminution de la qualité du portefeuille de crédits.

Nous avons donc déterminé la relation entre le niveau de concurrence sur le marché bancaire des PECO, qui est calculé avec l'approche Panzar et Rosse, et les scores d'efficience, qui sont estimés avec les méthodes paramétrique et non paramétrique. D'après les résultats, nous pouvons conclure que la concurrence est positivement corrélée avec l'efficience de coût et de profit. Son amplification rend les banques des PECO plus exigeantes en termes d'efficience dans la gestion des coûts et respectivement dans l'obtention du profit. En revanche, cela ne se produit pas sans le risque de dégradation de la qualité du portefeuille de

crédits. Nous avons obtenu que dans un environnement plus concurrentiel les banques des PECO sont moins efficientes dans l'obtention du revenu d'intérêt.

Tableau 6. Résultats de la relation entre concurrence et efficience.

	Efficience de coût DEA			**Efficience de coût** Frontière stochastique			**Efficience de profit** Frontière stochastique			**Efficience de revenu d'intérêt** Frontière stochastique		
	EC	***EA***	***ET***	***Translog***	***Fourier 0***	***Fourier***	***Translog***	***Fourier 0***	***Fourier***	***Translog***	***Fourier 0***	***Fourier***
C	0.945*	0.935*	1.014*	1.112*	1.004*	0.851*	1.099*	0.972*	0.953*	0.924*	0.881*	0.951*
H	-0.043	-0.008	-0.045*	0.021	0.096**	0.166*	0.033	0.125*	0.158*	-0.177*	-0.120*	-0.144*
BqEtr	0.056*	0.038**	0.028*	0.035***	0.060*	0.047*	-0.017	0.013	0.019	-0.016	-0.023	-0.024
Actif	-0.487*	-0.372*	-0.158*	-0.280**	-0.017	0.169	0.100	-0.157	-0.068	0.330**	0.192	0.218
Cr	0.087	0.069	0.031	0.081	0.045	0.123**	-0.091	-0.064	-0.086**	0.014	0.049	0.004
Dép	-0.275*	-0.227*	-0.077**	-0.530*	-0.423*	-0.292*	-0.271*	-0.145**	-0.140**	-0.034	-0.005	-0.043
EtROA	-0.016*	-0.013*	-0.006*	-0.008*	-0.010*	-0.011*	-0.004	-0.002	-0.002	0.004	0.004	0.004
Nr. d'obs	244	244	244	244	244	244	244	244	244	244	244	244
R^2-aj.	0.15	0.12	0.17	0.18	0.16	0.14	0.04	0.08	0.11	0.07	0.03	0.04

Note : *, **, *** signifient que les coefficients sont significatifs à 1%, 5% et 10%, respectivement. D-W stat est le statistique de Durbin-Watson qui mesure l'autocorrélation des résidus et il doit être égal à 2 pour que les résidus ne soient pas autocorrélés. J-B stat représente le statistique de Jarque-Bera qui teste l'hypothèse de normalité des résidus. Entre parenthèse est la probabilité de rejet de cette hypothèse.

Références bibliographiques

Altunbaş Y., Gardener E.P.M., Molyneux P., Moore B., 2001. *Efficiency in European banking*. European Economic Review 45, 1931-1955.

BCE, Banque Centrale Européenne,, 2006. *EU Banking Structures*. Octobre.

Belaisch, A., 2003. Do Brazilian Banks Compete? International Monetary Fund, Working Paper n°WP/03/113.

Berger A., Humphrey D., 1992. *Measurement and efficiency issues in commercial banking*. In Griliches Z. (Eds.), Output measurement in the services sector. NBER. Chicago: University of Chicago Press.

Berger A., Mester L.J., 1997. *Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions?* Journal of Banking and Finance 21, 895-947.

Bikker J., Haaf K., 2002. *Competition, concentration and their relationships: An empirical analysis of the banking industry*. Journal of Banking and Finance 26, 2191-2214.

Bonin J.P., Hasan I., Wachtel P., 2005. *Bank performance, efficiency and ownership in transition countries*. Journal of Banking and Finance 29, 31-53.

Bresnahan T., 1982. *The oligopoly solution concept is identified*, Economics Letters 10, 87-92.

Bresnahan T., 1989. *Empirical studies of industries of market power*, in Schmalensee R., Willig R. (Eds.), *Handbook of industrial organization*, New-York: North-Holland, vol. II, Chapitre 17, 1011-1057.

Cetorelli N., 1999. *Competitive analysis in banking: Appraisal of the methodologies*. Federal Reserve Bank of Chicago, Economic Perspectives, 1 er Trimestre, 23(1).

Coccorese P., 2004. *Banking competition and macroeconomic conditions: a disaggregate analysis*. International Financial Markets, Institutions and Money 14, 203-219.

Coelli T.J., 1996 a. *A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis Computer Program*. Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Document de travail n°8/96, University of New England, Australie, http://www.une.edu.au/econometrics/cepawp.htm.

Coelli T.J., 1996 b. *A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*. Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Document de travail n°7/96, University of New England, Australie, http://www.une.edu.au/econometrics/cepawp.htm.

De Bandt O., Davis E., 2000. *Competition, contestability and market structure in European banking sector on the eve of EMU*. Journal of Banking and Finance 24(6), 1045-1066.

Demsetz H., 1973. *Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy*. Journal of Law and Economics 16, 1-9.

Dell'Ariccia G., 2000. *Learning by lending, competition, and screening incentives in the banking industry*. FMI.

Gelos R., Roldós J., 2002. *Consolidation and Market Structure in Emerging Market Banking Systems*. International Monetary Fund, Working Paper WP/02/186.

Gondat-Larralde C., Lepetit L., 2001. *The impact of market structure and efficiency on bank profitability : an empirical analysis of banking industries in Central and Eastern Europe*, in Dickinson D., Mullineux A. (eds), Financial and Monetary Integration in the New Europe: Convergence between the EU and Central and Eastern Europe, 416-442.

Grigorian D.A., Manole V., 2002. *Determinants of Commercial Bank Performance in Transition: An Application of Data Envelopment Analysis*. FMI Document de travail n°WP/02/146.

Dracos K., Konstantinou P., 2005. *Competition and Contestability in transition banking: an empirical analysis*. South-Eastern Europe Journal of Economics 2, 183-209.

Friedman J., Mezetti C., 2002. *Bounded rationality, dynamic oligopoly, and conjectural variations*. Journal of Economic Behavior and Organization 49 (3), 287-306.

Fries S., Taci A., 2005. *Cost efficiency of banks in transition: Evidence from 289 banks in 15 post-communist countries*. Journal of Banking and Finance 29, 55-81.

Grigorian D.A., Manole V., 2002. *Determinants of Commercial Bank Performance in Transition : An Application of Data Development Analysis*. FMI Document de travail n°WP/02/146.

Gruben W., McComb R., 2003. *Privatization, competition, and supercompetition in the Mexican commercial banking system*. Journal of Banking and Finance 27, 229-249.

Hancock D., 1985. *The financial firm: Production with monetary and non-monetary goods*. Journal of Political Economy 93 (5), 859-880.

Hannan T., Liang J., 1993. *Inferring market power from time-series data: The case of the banking firm*. International Journal of Industrial Organization 11, 205-218.

Hasan I., Marton K., 2003. *Development and efficiency of the banking sector in a transition economy: Hungarian experience*. Journal of Banking and Finance 27, 2249-2271.

Havrylchyk O., 2006. *Efficiency of the Polish banking industry: Foreign versus domestic banks*. Journal of Banking and Finance 30, 1975-1996.

Hondroyiannis G., Lolos S., Papapetrou E., 1999. *Assessing competitive conditions in the Greek banking system*. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 9(4), 377-391.

Isik I., Hassan M.K., 2002. *Technical, scale and allocative efficiencies in Turkish banking industry*. Journal of Banking and Finance 26, 719-766.

Klein M., 1971. *A theory of the banking firm*. Journal of Money, Credit, and Banking 1 (3), 696-709.

Kraft E., Tirtiroglu D., 1998. *Bank efficiency in Croatia: A stochastic-frontier analysis*. Journal of Comparative Economics 26, 282-300.

Lau L., 1982. *On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data*. Economics Letters 10, 93-99.

Mamatzakis E., Staikouras C., Koutsomanoli-Fillipaki N., 2005. *Competition and concentration in the banking sector of the South Eastern European region*. Emerging Markets Review 6, 192-209.

Molyneux P., Thornton J., Lloyd-Williams D.M., 1996. *Competition and market contestability in Japanese commercial banking*. Journal of Economics and Business 48(1), 33-45.

Monti M., 1972. *Deposit, credit, and interest rate determination under alternative bank objectives*. In Szego G.P., Shell K. (Eds.), Mathematical methods in investment and finance. Amsterdam: North-Holland.

Nathan A., Neave E., 1989. *Competition and contestability in Canada's financial system: Empirical results*. Canadian Journal of Economics 22(3), 576-594.

Panzar J., Rosse J., 1987. *Testing for "monopoly" equilibrium*. Journal of Industrial Economics 35, 443-456.

Peltzman S., 1977. *The Gains and Losses from Industrial Concentration*. Journal of Law and Economics 20, 392-415.

Rezvanian R., Mehdian S., 2002. *An examination of cost structure and production performance of commercial banks in Singapore*. Journal of Banking and Finance 26, 79-98.

Sealey C. Jr., Lindley J.T., 1977. *Inputs, outputs, and a theory of production and cost at depositary financial institutions*. Journal of Finance 32, 1251-1266.

Shaffer S., 1989. *Competition in the US banking industry*. Economics Letters 29 (4), 323-350.

Shaffer S., 1993. *A test of competition in Canadian banking*. Journal of Money, Credit, and Banking 25 (1), 49-61.

Shaffer S., 1998. *The winner's course in banking.* Journal of Financial Intermediation 7(4), 359-392.

Shaffer S., 1996. *Viability of traditional banking activities: Evidence from shifts in conduct and excess capacity*. International Journal of the Economics of Business 3 (2), 125-143.

Shaffer S., 2000. *Correlation tests for competitive and Cournot conduct*. Review of Industrial Organization 16 (3), 313-318.

Shaffer S., 2001. *Banking conduct before the European single license: A cross-country comparison*. North American Journal of Economics and Finance 12 (1), 79-104.

Shaffer S., 2004. *Patterns of competition in banking*. Journal of Economics and Business 56, 287-313.

Shaffer S., DiSalvo J., 1994. *Conduct in banking duopoly*. Journal of Banking and Finance 18 (6), 1063-1082.

Tirole J., 1988. *The theory of industrial organization*. Cambridge, MA: MIT Press.

Toolsema L., 2002. *Competition in the Dutch consumer credit market*. Journal of Banking and Finance 26, 2215-2229.