

**LA SITUATION CONCURRENTIELLE DES PRINCIPAUX SECTEURS  
BANCAIRES EUROPEENS ENTRE 1993 ET 2000 : QUELS  
ENSEIGNEMENTS POUR LA FUTURE STRUCTURE DES MARCHES  
FINANCIERS ISSUE DE L'UEM ? <sup>1</sup>**

**Michel BOUTILLIER <sup>2</sup>**  
**Jimmy GAUDIN**  
**Stéphanie GRANDPERRIN**

**Résumé :** Ce travail a pour but d'évaluer les conséquences de l'UEM sur la structure du système bancaire européen. Pour cela, il analyse le degré de concurrence existant entre les firmes constituant les cinq principaux secteurs bancaires européens (l'Allemagne, l'Espagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni) entre 1993 et 2000, à l'aide de l'estimation de deux instruments issus de la nouvelle théorie de l'organisation industrielle : le test de Panzar et Rosse (1987) et l'indice de Lerner. Le premier test permet de rejeter l'hypothèse de concurrence monopolistique pour chacun des secteurs représentés sur la période. Dans le même temps, et malgré d'importantes différences entre les états considérés, la seconde catégorie d'estimations ne montre globalement pas de croissance des marges bancaires (voire même leur stabilisation dans le cas de l'Allemagne, de la France et de l'Italie). En conclusion, les deux instruments estimés permettent d'observer le maintien d'une concurrence élevée régnant sur les marchés bancaires européens sur la période étudiée.

*Mots-Clés:* Concurrence, pouvoir de marché, systèmes bancaires européens.

**Abstract :** Aiming to estimate the impacts of EMU on the European banking sectors structure, this paper analyses the degree of competition among bank firms of the five major European banking sectors (Germany, France, Italy, Spain and United Kingdom ones) between 1993 and 2000 using two main tools of the new industrial organization theory : the Panzar-Rosse test (1987) and Lerner's estimation of indexes. The first model allows to reject the monopolistic competition hypothesis for any of the represented sector for the whole 1993-2000 period. The second assessment, in spite of describing substantial differences between countries, does not globally shows an increase of bank margins (or at least a stabilization for german, french and italian firms) in the same period. On the whole, both kinds of indexes show how the high degree of competition persists within the European Union during the concerned period.

*Key words:* Competition, market power, European banking systems.

---

<sup>1</sup> Cette étude a été réalisée grâce à une subvention de la Fondation de la Banque de France à qui les auteurs expriment toute leur gratitude. Une première version a été relue par Sandrine Lardic que les auteurs remercient. Néanmoins, toutes les idées exprimées et toutes les erreurs subsistantes demeurent entièrement imputables aux auteurs.

<sup>2</sup> MODEM / Bâtiment G, Université Paris X-Nanterre, 200, avenue de la République, 92001 Nanterre cedex.  
Tel. : 01.40.97.77.21. Mail : michel.boutillier@u-paris10.fr.

## 1. Introduction

Ces quinze dernières années auront connu un bouleversement sans précédent de la situation du système bancaire européen, caractérisé par de puissants rapports de forces institutionnels et fonctionnels : d'une part, la globalisation et l'intégration économique (d'abord le Marché Unique, puis l'U.E.M. et la Seconde Directive Bancaire Européenne), la déréglementation et l'avènement de nouvelles technologies ont oeuvré dans le sens d'une fragilisation des barrières à l'entrée de nouveaux concurrents, et ainsi de l'intensification de la concurrence ; d'autre part, ce processus a été lourdement freiné par une consolidation croissante des systèmes financiers nationaux et paneuropéens marqués surtout par de nombreuses opérations de rapprochement qui permettraient le maintien d'une situation de concurrence monopolistique sur les marchés bancaires du vieux continent. Du reste, à notre connaissance, les études empiriques récentes qui tentent d'expliquer l'évolution des conditions de concurrence sur les principaux marchés bancaires européens de manière individuelle ou consolidée<sup>3</sup> ont largement convergé vers une telle conclusion.

Sans nul doute, l'insertion de l'U.E.M. dans le paysage financier européen, reposant dans une large mesure sur l'introduction de l'euro, ne réduira pas le nombre de questions posées autour de la structure du système bancaire européen de demain ; elle aura, au contraire, pour effet de multiplier les attentes suscitées dès le début de la mutation de ce système.

Mais l'étude de cette question suppose un débat essentiel qui va bien au-delà de l'observation des conditions de concurrence caractérisant le système bancaire européen : la relation entre la structure du marché décrit et la profitabilité des entités qui le constituent. Deux grandes hypothèses, issues de la théorie de l'organisation industrielle, se sont souvent affrontées dans l'estimation de cette relation : d'un côté, le courant "Structure-Comportement-Performance" (dit "S-C-P") décrit un lien de causalité positif entre la concentration d'un marché et la profitabilité des firmes qui le composent du fait du comportement de collusion et de pouvoir de marché excessif, voire abusif, des *insiders* pour obtenir des rentes supplémentaires ; de l'autre côté, la théorie dite de la "Structure Efficace" justifie la concentration et la profitabilité d'un secteur par le comportement efficace de certaines de ses composantes par rapport à leurs rivales. Récemment, les déficiences, surtout théoriques, de ces modèles "structurels"<sup>4</sup> ont contribué à l'émergence de nouveaux instruments. Ces derniers tentent de la même manière d'isoler les comportements concurrentiels décrivant un marché déterminé mais dérivent leurs estimations d'informations à contenu moins explicite : nous pensons particulièrement aux indices de Panzar et Rosse (1987) et de Lerner<sup>5</sup>, fondés pour le premier sur l'estimation d'une fonction de revenu, et plus précisément sur la réponse des revenus à l'évolution des prix des facteurs de production, et pour le second sur la comparaison des prix et coûts marginaux.

L'objet de notre étude est d'évaluer l'effet des premières initiatives libéralisatrices de secteurs bancaires européens convergeant vers l'unification. Dans cet objectif, et ceci constitue l'un des apports de l'étude, nous tenterons d'estimer ces deux derniers modèles décrits pour les 5 "majors" européens en matière de systèmes bancaires que sont l'Allemagne, l'Espagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni sur la période 1993-2000. Les résultats de ce travail nous

---

<sup>3</sup> Nous pensons notamment aux travaux de De Bandt et Davis (2000), Bikker et Haaf (2001), Corvoisier et Gropp (2001), Fernández de Guevara et al. (2002).

<sup>4</sup> Car utilisant une information explicite sur la structure d'un marché.

<sup>5</sup> Tous les deux très largement rencontrés dans la littérature spécialisée de ces quinze dernières années ; nous nous référons notamment aux études de Molyneux et al. (1994), Bikker et Groeneveld (1998), Bikker et Haaf (2000) ou de De Bandt et Davis (2000) pour le premier modèle, et aux travaux de Shaffer (1993), Maudos et Pérez (2001) ou bien Fernández de Guevara et al. (2002).

autorisent à formuler quelques remarques quant aux conséquences de l'U.E.M. sur la structure et les conditions de concurrence régnant au sein de l'industrie bancaire européenne.

A cet effet, le plan de travail retenu sera le suivant : les deux prochaines sections reviendront sur la justification de la méthodologie employée dans le cadre de cette étude, puis sur la formulation des modèles estimés ; nous exposerons, dans le cadre d'une ultime et troisième section, les résultats de la modélisation effectuée et tenterons d'en tirer les conclusions pertinentes.

## 2. Méthodologie : justification empirique des indices utilisés.

Un premier instrument issu de la nouvelle théorie de l'organisation industrielle<sup>6</sup> appliquée à la banque est, sans nul doute, le modèle de Panzar et Rosse. Ceux-ci obtiennent en effet une mesure du pouvoir de marché, et ainsi des conditions concurrentielles d'un secteur, à partir de la conséquence de l'impact des prix des facteurs de production sur les revenus des entités constitutives du secteur. Ils nous montrent ainsi que :

- en situation de concurrence pure et parfaite, partant de l'hypothèse que les entreprises produisent à leur niveau d'équilibre de long terme, une croissance du prix des facteurs de production crée une croissance proportionnelle des revenus, considérant que le volume d'*output* minimisant les coûts moyens ne varie pas tandis que le prix de cet *output* évolue pour sa part dans la même proportion que les prix des *inputs* de production.
- en configuration "intermédiaire" de concurrence monopolistique, les revenus croissent proportionnellement moins que les prix des facteurs, la demande régnant sur le marché étant *de facto* inélastique.
- à l'autre extrémité, le cas du monopole de marché décrit quant à lui une situation dans laquelle une croissance du prix des *inputs* incrémente les coûts marginaux, réduisant ainsi le niveau de la production d'équilibre et des revenus ; dans cette configuration, la réponse des revenus est nulle voire négative.

De cette justification théorique, Panzar et Rosse ont tiré un test "de concurrence", fondé sur l'estimation d'une fonction de revenu dans sa forme réduite : le calcul de l'indice  $H^7$ , défini comme la somme des élasticités des revenus bancaires aux variations des prix des *inputs*, permet d'évaluer le degré de concurrence régnant sur les marchés bancaires, avec :

- si  $H = 1$ , l'acceptation de l'hypothèse de marché en situation de concurrence pure et parfaite.
- si  $H \leq 0$ , l'acceptation de l'hypothèse de l'existence d'un monopole de marché.
- si  $0 < H \leq 1$ , l'acceptation de l'hypothèse de marché sous régime de concurrence monopolistique, considérant le rejet simultané des hypothèses  $H \leq 0$  et  $H = 1$  (mais pas  $H \leq 1$ )<sup>8</sup>.

---

<sup>6</sup> Une justification théorique plus complète de la significativité de ces instruments peut être trouvée dans Tirole (1987).

<sup>7</sup> Voir par exemple Panzar et Rosse (1987) et Vesala (1995) pour la formalisation de la statistique H.

<sup>8</sup> Modèle de concurrence monopolistique à la Chamberlain.

Sans nul doute, le choix de ce premier instrument dans l'estimation du degré de concurrence observé sur les marchés bancaires européens est-il accompagné de sérieuses hypothèses théoriques et empiriques :

- une première hypothèse nécessaire est d'adopter l'approche de l'intermédiation dans la description de la production bancaire<sup>9</sup> ; cela suppose que toute entité bancaire utilise différents *inputs* (non seulement du travail et du capital physique mais aussi des ressources financières, voire des services financiers, dans sa fonction d'intermédiaire financier).
- d'autre part, la croissance importante des revenus qui ne sont pas des intérêts<sup>10</sup> (commissions, plus-values et autres) oblige à estimer une fonction de revenu total (intérêts comme « non-intérêts ») au-delà du calcul de l'expression traditionnelle (où la variable dépendante représente les seuls revenus financiers), dérivée de l'approche de production bancaire précédemment exposée.

Considérant ces deux hypothèses, et prenant pour référence le travail de De Bandt et Davis (2000), la fonction de revenu estimée est la suivante :

$$\text{Log } RT_{it} = \sum_{j=1}^3 \beta_j \text{Log } F_{it}^j + \sum_{k=1}^2 \beta_k \text{Log } S_{it}^k + \sum_{l=1}^3 \beta_l E_{it}^l + \beta_t \quad (1)$$

où  $RT$  correspond aux revenus totaux (intérêts et « non-intérêts »), le vecteur  $F$  est composé des prix des différents facteurs de production (le travail, les ressources financières totales ou seulement non-clientèle, voire d'autres *inputs* comme le capital physique), le vecteur  $S$  représente les variables d'échelle mesurant la capacité opérationnelle des banques (comme les fonds propres ou l'actif total) et le vecteur  $E$  correspond à des variables exogènes qui isolent et prennent en compte la spécificité de chaque banque considérée ; avec  $t = 1, \dots, T$  le nombre d'années considérées, et  $i = 1, \dots, N$  le nombre d'entités bancaires prises en compte.

L'estimation de l'expression précédente nous offrant le degré de concurrence d'un secteur bancaire donné en considérant la somme des estimateurs associés aux prix des facteurs de production :

$$H = \sum_{j=1}^3 \beta_j \quad (2)$$

pour laquelle nous avons indiqué plus haut différentes classes d'interprétations.

Le second instrument offert par la nouvelle théorie de l'organisation industrielle pour tenter de décrire l'environnement concurrentiel d'un secteur déterminé est l'indice de Lerner, défini comme le rapport entre la marge prix – coût marginal et le prix. Différentes expressions de cet indice peuvent être dérivées de nombreux modèles de référence décrivant une situation concurrentielle particulière<sup>11</sup> par exemple, d'un environnement de concurrence imparfaite (considéré dans le modèle de Monti-Klein<sup>12</sup>) ou d'une configuration de monopole.

<sup>9</sup> Voir Colwell et Davis (1992) pour une présentation des principales approches de la mesure de l'output bancaire.

<sup>10</sup> Voir par exemple le rapport de la Banque Centrale Européenne (2000b) sur la structure des revenus de l'industrie bancaire européenne pour justifier cette observation.

<sup>11</sup> Voir Freixas et Rochet (1997) pour une exposition des différents modèles de base.

<sup>12</sup> Voir Monti (1972) et Klein (1971) pour une formalisation du modèle.

Partant de ce dernier cas<sup>13</sup>, une expression de l'indice de Lerner est tirée du problème traditionnel d'un monopoleur qui détermine la quantité d'*output* bancaire  $q$  à produire afin de maximiser ses bénéfices<sup>14</sup>, c'est-à-dire

$$\text{Max } \Pi(q) = P(q).q - CT(q) \quad (3)$$

où  $\Pi$ ,  $P$  et  $CT$  désignent respectivement le profit, le prix et le coût total. La condition du premier ordre est la suivante

$$d\Pi / dq = P + q.dP / dq - dCT / dq = Rm - CTm = 0 \quad (4)$$

où  $Rm$  représente le revenu marginal et  $CTm$  le coût (total) marginal. Si l'on considère, dans cette configuration, le revenu marginal comme étant

$$Rm = P (1 - 1/e) \quad (5)$$

avec  $e$ , l'élasticité de la demande aux prix, notre condition du premier ordre devient

$$CTm = P (1 - 1/e) \quad (6)$$

c'est-à-dire

$$(P - CTm) / P = 1/e \quad (7)$$

où l'on retrouve à gauche l'expression définie plus haut comme l'indice de pouvoir de monopole de Lerner, évaluant ainsi le degré avec lequel le pouvoir de marché d'un monopoleur lui permet de fixer un prix au-dessus de son coût marginal de production. A l'inverse donc, la valeur obtenue pour le ratio nous donnera une expression de la situation concurrentielle, avec les interprétations suivantes

- dans une situation de concurrence pure et parfaite (élasticité de la demande très grande ou infinie), la valeur de l'indice se rapprocherait de zéro ;
- dans une situation de vrai monopole (élasticité de la demande nulle ou presque), la valeur du ratio tendrait vers l'infini ;
- enfin, entre ces deux extrêmes, l'élasticité de la demande varie en raison inverse du pouvoir de monopole, et on retrouve ainsi des situations concurrentielles intermédiaires.

Pour obtenir cet indice de Lerner, nous partirons de l'estimation d'une fonction de coûts jointe. De la même manière que pour l'estimation de la fonction de revenu effectuée pour le calcul de l'indice de Panzar et Rosse, nous introduirons des effets fixes afin de capter l'influence de variables spécifiques à chaque entreprise bancaire. De plus, nous considérerons une variable de tendance afin d'approximer l'effet du progrès technique, se traduisant particulièrement par des déplacements de la fonction de coûts au cours du temps.

<sup>13</sup> Nous suivons notamment le raisonnement de Maudos et Perez (2001) pour dériver une expression de cet indice. Une discussion plus générale de ce point est conduite par Angelini et Cetorelli (1999).

<sup>14</sup> La même expression est obtenue en définissant optimalement le prix au lieu de la quantité ; pour une expression de ce cas, voir Freixas et Rochet (1997).

La fonction de coûts de type translogarithmique que nous retenons en conformité avec une pratique courante est la suivante :

$$\begin{aligned}
\text{Ln } CT_{it} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \text{Ln } F_{it}^j + 1/2 \sum_{j=1}^3 \beta_{jj} (\text{Ln } F_{it}^j)^2 \\
& + \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^{j-1} \beta_{jk} \text{Ln } F_{it}^j \cdot \text{Ln } F_{it}^k \\
& + \beta_0 \text{Ln } ACT_{it} + 1/2 \beta_{00} (\text{Ln } ACT_{it})^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_{0j} \text{Ln } ACT_{it} \cdot \text{Ln } F_{it}^j \\
& + \beta_1 TE_t + 1/2 \beta_{00} TE_t^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_{0j} TE_t \cdot \text{Ln } F_{it}^j \\
& + \beta_1 TE_t \cdot \text{Ln } ACT_{it} + \beta_i + \beta_{it}
\end{aligned} \tag{8}$$

où  $CT$  correspond aux coûts totaux de la firme bancaire incluant les coûts financiers et opérationnels,  $ACT$  à l'*output* bancaire (ici l'actif total<sup>15</sup>),  $F$  au vecteur des prix des facteurs de production reprenant très exactement la description faite précédemment (dans le cadre de leur introduction dans notre fonction de revenu nous permettant d'estimer l'indice  $H$  de Panzar et Rosse),  $TE$  à une variable de tendance prenant en compte l'effet du progrès technique sur la structure des coûts et donc sur la fonction de coûts des firmes bancaires ;  $\beta$  concrétise enfin l'introduction éventuelle d'effets fixes afin de capter l'influence de variables spécifiques à chaque entreprise bancaire. Comme cela est habituel pour ce type d'estimations, les restrictions de symétrie et d'homogénéité de premier degré aux prix des facteurs de production sont retenues.

L'expression du coût marginal qui en découle est la suivante :

$$CTm_{it} = (\beta_0 + \beta_{00} \text{Ln } ACT_{it} + \sum_{j=1}^3 \beta_{0j} \text{Ln } F_{it}^j + \beta_1 TE_t) \cdot CT_{it} / ACT_{it} \tag{8'}$$

L'estimation des fonctions de coûts, et donc du niveau des coûts marginaux, est effectuée pour chacun des cinq secteurs bancaires représentés, permettant ainsi la variation des paramètres de cette fonction de coûts d'un secteur à l'autre de refléter l'emploi de différentes technologies et organisations productives.

### 3. Echantillon et variables sélectionnés : la mise en œuvre des estimations.

L'échantillon employé dans le cadre de cette étude est tiré de la base de données *Bankscope*, élaborée par Fitch-IBCA et distribuée par le Bureau van Dijk, qui comporte des données et des analyses financières sur environ 11 000 banques à l'échelle mondiale. Celui-ci prend en compte un total de 6560 observations réparties sur la période 1993-2000 et portant sur 820 firmes bancaires non consolidées (comprenant des banques commerciales, des caisses d'épargne ainsi que des banques coopératives et mutualistes), et ne concernera que les quatre<sup>16</sup> principaux secteurs bancaires du "vieux continent" (c'est-à-dire l'Allemagne, l'Espagne, la France et l'Italie).

<sup>15</sup> Cet *output* bancaire est approché par Maudos et Perez (2001) par une fonction de l'actif total et de la structure des revenus dans une tentative de tenir compte de la diversité des activités et des revenus bancaires. Voir l'annexe 1 pour une présentation de cette orientation.

<sup>16</sup> Dans cette version provisoire de notre étude, nous ne retenons pas le Royaume-Uni pour lequel l'échantillon est de toute manière plus réduit et moins diversifié (faiblesse des institutions non commerciales – *building societies* – subsistantes après l'important mouvement de démutualisation).

Parmi ces entités, et dans une optique d'approfondissement de l'estimation ultérieure, nous ferons une distinction entre banques commerciales d'une part, caisses d'épargne et banques coopératives et mutualistes d'autre part. Nous portons donc une attention spécifique à cette distinction qui renvoie à des structures différentes de propriété et de contrôle, et ceci bien que la pertinence de cette distinction s'avère plus ou moins grande selon les quatre pays examinés et connaîtrait un déclin à l'heure actuelle selon certains auteurs (*cf.* Revue d'économie financière, 2002). Sur un plan économétrique, cette distinction présente l'avantage de produire des échantillons plus homogènes et probablement des estimations plus fiables. Notons enfin que nous n'effectuons pas de distinction entre banques mutualistes et coopératives et caisses d'épargne ; les premières sont généralement aux mains de sociétaires et ont souvent la faculté de redistribuer une part des bénéfices à ces derniers alors que les secondes sont surtout – mais à des degrés très variables d'un pays à l'autre – placées sous la houlette de collectivités locales ou de fondations qui leur sont liées et n'effectuent pas de redistribution des bénéfices à des personnes physiques. Les caisses d'épargne françaises ont toutefois et récemment adopté un statut mutualiste (laissant une certaine place aux collectivités locales à côté des personnes physiques sociétaires).

Le tableau suivant détaille la structure des firmes bancaires retenues par pays au sein de notre échantillon.

**Tableau 1. Description de notre échantillon de banques européennes**

	Banques commerciales	Banques mutualistes et coopératives et caisses d'épargne	Total
Allemagne	<b>100</b>	<b>259</b>	<b>359</b>
France	<b>124</b>	<b>72</b>	<b>196</b>
Espagne	<b>42</b>	<b>24</b>	<b>66</b>
Italie	<b>64</b>	<b>135</b>	<b>199</b>

La dimension individuelle de cet échantillon est donc plus importante que sa dimension temporelle (huit années). Afin de rassembler la totalité de l'information au sein de notre modèle, nous avons été conduits à empiler l'ensemble des observations pour la totalité des banques constituant l'échantillon, sur la période d'étude considérée. L'avantage du recours aux données de panel est que la double dimension individuelle-temporelle de ces données constitue une source d'information particulièrement riche, permettant d'analyser la diversité des phénomènes de façon dynamique. Toutefois, le nombre d'années observées dans l'échantillon est relativement faible (8 ou moins encore pour certains sous-échantillons) par rapport au nombre d'individus considérés. De ce fait, l'introduction d'un effet spécifique temporel n'a que peu d'incidence sur les résultats : la part de la variabilité attribuable à la dimension temporelle est donc relativement marginale.

Pour le calcul de la statistique  $H$  de Panzar et Rosse, les variables utilisées dans l'estimation de la fonction de revenu exposée dans la section précédente sont les suivantes :

- **Variables endogènes**

**Variable PNB** : cette variable mesure la totalité des recettes bancaires nettes : intérêts perçus, autres recettes opérationnelles et autres revenus figurant dans les comptes de résultats bancaires.

Les banques sont ainsi appréhendées comme des producteurs de prêts, de dépôts, d'investissements et autres catégories de services, ce qui nous a conduits à retenir la totalité des revenus créés par les banques. S'il est très délicat de définir la production bancaire puisque cette dernière revêt des formes nombreuses et variées et peut être envisagée selon diverses approches (Colwell et Davis, 1992), nous considérons que le produit net bancaire (PNB) constitue une mesure de la valeur ajoutée de la banque et est donc le meilleur indice possible de la production bancaire ; en effet, la banque est, fondamentalement et de plus en plus (à en juger par la déformation générale de la structure des revenus, European Central Bank, 2000b, ou Boutillier et Quéron, 2000), une industrie multiproduit dont la production n'est pas constituée par tel ou tel produit financier (crédit, dépôt,...) ou "physique" (nombre de comptes courants, de coffres,...) mais se mesure par l'ensemble des revenus que toutes ces activités engendrent, le PNB en France ou l'*operating income* à l'étranger.

Cet ensemble s'obtient par l'agrégation de trois grands postes : la marge sur intérêts, les commissions perçues et les produits et charges divers. La marge sur intérêts représente pour l'essentiel la marge sur l'activité d'intermédiation de bilan classique mais inclut également une part des résultats de l'intermédiation de marché. Les commissions perçues sont liées aux prestations de service des établissements de crédit (commissions bancaires de mouvement, de placement, de crédit, de change ou de caisse ou encore commissions sur titres, sur la gestion des OPCVM ou d'ingénierie financière). Les produits et charges divers correspondent principalement aux produits du portefeuille-titres (voire d'un portefeuille de participations ou d'un patrimoine immobilier) de l'établissement, de ses opérations financières et de ses opérations accessoires.

Pour les pays où le PNB n'existe pas, c'est-à-dire pour l'Allemagne, l'Espagne et l'Italie, nous le calculons de la manière suivante (en reprenant les catégories comptables figurant dans *Bankscope*) :

PNB = produits nets d'intérêts et revenus assimilés  
+ produits nets des commissions  
+ produits nets sur opérations financières  
+ autres produits nets d'exploitation  
+ résultat net sur immobilisations immobilières et corporelles  
+ quote-part du résultat des sociétés mises en équivalence

**Variable RT** : définie comme le rapport du PNB au total de l'actif bancaire.

Les variables PNB et RT seront utilisées dans des spécifications alternatives (« Revenue Equation » et « Price Equation ») présentées ci-après.

- **Variable d'échelle**

**Variable ACT** : définie comme le total de l'actif bancaire.

L'actif total regroupe l'ensemble des avoirs et des créances (emplois bancaires). Les postes de l'actif du bilan appartiennent à quatre classes comptables : les opérations de trésorerie et les opérations interbancaires, les opérations avec la clientèle, les opérations sur titres et les opérations diverses ainsi que les immobilisations.

Pour ne pas multiplier les variables, avec le risque afférent d'augmenter la multicolinéarité, nous n'avons retenu qu'une variable d'échelle et nous nous écartons donc de De Bandt et Davis (2000).

- **Indicateurs de coût des facteurs de production**

**Variable CSA** : définie comme le rapport des dépenses de personnel au total de l'actif bancaire.

Les dépenses de personnel constituent des charges générales d'exploitation et comprennent les salaires et cotisations sociales ainsi que les charges de formation ou de recyclage. Puisque nous recherchons des indicateurs de coût, le candidat le plus naturel pour normer les dépenses de personnel eût été le nombre d'employés mais, outre le fait que cette dernière information n'est fournie par Bankscope que pour la dernière année (2000) et que la retenir entraînerait donc des erreurs de mesure non négligeable du fait de la variabilité du nombre d'employés liée aux mouvements "naturels" mais aussi à l'externalisation d'activités, aux fusions et aux acquisitions, elle est biaisée car elle ignore la déformation de la structure du personnel par âge et surtout par qualification. Comme Molyneux *et al.* (1994) ainsi que Bikker et Groeneveld (1998), nous avons donc simplement divisé les dépenses de personnel par ACT.

**Variable BD** : définie comme le rapport des frais généraux auxquels on a soustrait les dépenses de personnel, au total de l'actif.

Ces frais généraux sont particulièrement hétérogènes et comprennent aussi bien des frais de personnel croissants du fait du développement de l'externalisation d'un certain nombre d'activités non financières (informatique notamment) que l'achat de fournitures (traditionnelles ou non) et surtout l'amortissement. Ainsi, c'est une variable qui permet de saisir, partiellement et en étant "noyée" parmi d'autres, le prix du facteur capital. En outre, dans une certaine mesure, on s'attend à ce que ces frais généraux évoluent de concert avec les frais de personnel et on sera donc vigilant à l'égard d'une éventuelle colinéarité entre BD et CSA. Enfin, cette catégorie de frais généraux est également normée par le total de l'actif qui s'impose comme l'indicateur le plus simple du volume d'activité bancaire. Cette variable BD est ainsi en tout point similaire à la variable "*other costs*" de De Bandt et Davis (2000).

**Variable CF** : définie comme le rapport de la somme du résultat net et des intérêts payés au total de l'actif.

Cette variable correspond au coût de financement des banques, ce dernier étant égal à la moyenne pondérée des coûts des ressources financières, à savoir les coûts associés aux fonds propres (reflétant la rentabilité exigée par les actionnaires) et les coûts associés aux fonds empruntés (qui sont ni plus ni moins les ressources figurant au passif des banques et distinctes des fonds propres).

Les ressources financières d'une banque – le passif de son bilan - comprennent les dépôts bancaires effectués par la clientèle, qu'ils soient ou non rémunérés, les ressources obtenues par les banques par le biais d'un financement interbancaire (auprès de la banque centrale, de l'institut d'émission, de l'office des chèques postaux et des établissements de crédit), et l'ensemble des dettes représentées par un titre (y compris les fonds propres) ainsi que les dettes subordonnées.

En ce qui concerne le coût des fonds propres, nous l'approchons par le ratio de rentabilité financière (résultat net / fonds propres).

Le coût moyen des fonds empruntés correspond quant à lui au rapport des intérêts versés à la clientèle (déposants), aux établissements correspondants et aux intérêts sur emprunts obligataires et participatifs, aux encours moyens des dépôts, encours moyens des emprunts interbancaires et encours moyens des emprunts obligataires et participatifs, constituant la dette à moyen et long terme des établissements bancaires.

On notera que, cette fois-ci, à la différence de ce qui se passe pour les variables CSA, BD et BM, la division par le total de l'actif s'impose logiquement. Enfin notons que cette variable CF est plus large que celle utilisée par De Bandt et Davis (2000) dans une intention proche puisque ces derniers ne considèrent que le coût de la dette (ou des fonds empruntés) et non pas le coût des fonds propres.

**Variable BM** : définie comme le rapport des commissions versées au total de l'actif. Cette variable constitue une mesure de l'engagement de la banque dans des activités de marchés et de services, activités qui sont à la source de revenus autres que des revenus d'intérêts. Cette variable reflète l'externalisation croissante d'un certain nombre d'activités financières (gestion d'actifs, courtage, conservation de titres par exemple). Elle représente donc des consommations intermédiaires dont l'augmentation va de pair avec le mouvement de sophistication de l'industrie financière (réintermédiation).

Rappelons que les commissions constituent des produits facturés (y compris les produits relatifs à des créances affacturées) correspondant à la rémunération de services fournis à des tiers, à l'exception des commissions ayant le caractère d'intérêts. On observera que cette variable BM est construite symétriquement à la variable précédente (CF) puisque les commissions versées sont rapportées au total du bilan en l'absence d'indicateur de volume plus pertinent.

Avant d'envisager les autres variables, remarquons que nos choix nous ont conduit à retenir une division des différents coûts par le total de l'actif pour obtenir une approximation des variables de prix des "facteurs de production". Il s'agit là d'un point particulièrement délicat de notre travail.

- **Variables de structure**

**Variable CDT** : définie comme le rapport des crédits nets bancaires au total de l'actif.

**Variable DEP** : définie comme le rapport des dépôts de la clientèle (« Demand, Time and Savings Deposits ») au total de l'actif.

Nous avons choisi de rapporter les variables de crédits et de dépôts au total de l'actif bancaire, considérant que ces deux variables constituent des variables de structure et non pas des variables d'échelle (cette alternative aurait conduit à traiter ces variables en niveaux). Grâce à ces deux variables, nous disposons donc de *proxies* captant la spécialisation productive.

- **Variable de risque**

Dans la mesure où nous assistons depuis deux décennies à une montée des risques, nous avons au commencement de cette étude choisi d'introduire un indice de risque dans le modèle, mesuré par le rapport des "Créances douteuses totales (brutes)" aux crédits bruts. Les crédits bruts correspondent à la valeur totale de l'encours de crédit, obtenue en ne tenant pas compte des éventuels déclassements en créances douteuses. Les créances douteuses totales sont quant à elles définies par les créances douteuses non provisionnées auxquelles est rajouté l'encours de provision (soit la somme des dotations aux provisions (+) et des reprises de provisions (-)).

Etant donné que de nombreuses données sur le niveau des créances douteuses ne sont pas renseignées dans la base de données dont nous disposons, tester les conséquences de l'introduction de cette variable sur l'estimation du modèle de Panzar et Rosse aurait considérablement amoindri la taille de notre échantillon et la portée de notre travail. De ce fait, nous avons abandonné une telle spécification.

Pour les quatre pays et les deux secteurs, le tableau 2 donne un certain nombre de statistiques descriptives concernant les variables qui viennent d'être discutées.

**Tableau 2. Statistiques descriptives par catégorie d'établissement entre 1993 et 2000**

Période d'étude : 1993 à 2000																
Banques commerciales	MEAN				STD ERROR				MINIMUM				MAXIMUM			
	France	Allemagne	Italie	Espagne	France	Allemagne	Italie	Espagne	France	Allemagne	Italie	Espagne	France	Allemagne	Italie	Espagne
ACT EN M€	8 607	9 960	7 999	3 950	40 494	46 393	16 630	6 223	19	23	32	109	565 847	566 509	93 180	46 924
RT	0.05	0.05	0.05	0.04	0.05	0.04	0.02	0.02	0.001	0.003	0.006	0.003	0.6	0.4	0.1	0.1
PNB en M€	186	245	283	143	780	938	525	231	0.7	0.3	2.1	5	8 479	8 553	2 689	1 292
CSA	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.007	0.01	0.0002	0.0004	0.001	0.001	0.2	0.2	0.07	0.06
CF	0.05	0.04	0.05	0.05	0.05	0.01	0.04	0.02	0.002	0.0001	0.002	0.02	0.7	0.1	0.3	0.2
BD	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.01	0.007	0.0003	0.002	0.001	0.0004	0.2	0.1	0.2	0.05
BM	0.004	0.004	0.003	0.003	0.01	0.01	0.01	0.004	0.00004	0.00004	0.0001	0.00004	0.1	0.1	0.1	0.04
CDT	0.4	0.5	0.5	0.5	0.3	0.2	0.2	0.2	0.0001	0.007	0.002	0.008	0.9	0.9	0.9	0.9
DEP	0.5	0.5	0.5	0.5	0.3	0.2	0.2	0.3	0.0004	0.002	0.0001	0.003	0.9	0.9	0.9	0.9

Période d'étude : 1993 à 2000																
Banques MC et CEP	MEAN				STD ERROR				MINIMUM				MAXIMUM			
	France	Allemagne	Italie	Espagne	France	Allemagne	Italie	Espagne	France	Allemagne	Italie	Espagne	France	Allemagne	Italie	Espagne
ACT EN M€	4 329	2 756	2 230	6 562	5 244	5 741	3 986	10 684	126	325	33	1 040	45 084	95 651	26 682	74 285
RT	0.04	0.03	0.05	0.04	0.01	0.006	0.02	0.01	0.002	0.005	0.002	0.02	0.07	0.05	0.5	0.07
PNB en M€	121	78	95	241	78	100	156	329	5	7	2	37	462	1 395	1 068	2 418
CSA	0.01	0.01	0.02	0.01	0.005	0.003	0.007	0.004	0.002	0.001	0.001	0.007	0.03	0.02	0.2	0.03
CF	0.04	0.04	0.05	0.05	0.01	0.007	0.02	0.02	0.02	0.003	0.0004	0.02	0.2	0.07	0.4	0.1
BD	0.01	0.008	0.01	0.01	0.004	0.002	0.005	0.002	0.001	0.001	0.0004	0.005	0.03	0.03	0.1	0.01
BM	0.002	0.0003	0.001	0.001	0.001	0.0002	0.001	0.0004	0.0001	0.00003	0	0.0003	0.005	0.002	0.02	0.002
CDT	0.6	0.6	0.5	0.5	0.2	0.1	0.1	0.1	0.01	0.04	0.08	0.006	0.9	0.8	0.8	0.9
DEP	0.6	0.7	0.6	0.7	0.3	0.1	0.1	0.1	0.001	0.2	0.03	0.07	0.9	0.9	0.9	0.9

Nous proposons d'élaborer les tests économétriques à partir des trois spécifications suivantes où les variables sont les logarithmes des précédentes (notées L suivi du nom de la variable, par exemple LCSA est le logarithme de CSA) :

1<sup>ère</sup> spécification : équation de revenu :

$$\text{LPNB}_{it} = a_0 + a_1 \text{LCSA}_{it} + a_2 \text{LCF}_{it} + a_3 \text{LBD}_{it} + a_4 \text{LBM}_{it} \\ + a_5 \text{LACT}_{it} + a_6 \text{LCDT}_{it} + a_7 \text{LDEP}_{it} + \square_t$$

2<sup>ème</sup> spécification : équation de prix :

$$\text{LRT}_{it} = a_0 + a_1 \text{LCSA}_{it} + a_2 \text{LCF}_{it} + a_3 \text{LBD}_{it} + a_4 \text{LBM}_{it} \\ + a_5 \text{LACT}_{it} + a_6 \text{LCDT}_{it} + a_7 \text{LDEP}_{it} + \square_t$$

3<sup>ème</sup> spécification : équation de prix avec une contrainte (élimination de LACT) :

$$\text{LRT}_{it} = a_0 + a_1 \text{LCSA}_{it} + a_2 \text{LCF}_{it} + a_3 \text{LBD}_{it} + a_4 \text{LBM}_{it} \\ + a_5 \text{LCDT}_{it} + a_6 \text{LDEP}_{it} + \square_t$$

Tandis que Vesala (1995) et De Bandt et Davis (2000) ont privilégié la première spécification en invoquant sa conformité aux développements théoriques de Panzar et Rosse (1987), Molyneux *et al.* (1994) ainsi que Bikker et Groeneveld (1998) ont adopté les suivantes. De fait, les seules différences entre les première et deuxième spécifications portent sur le coefficient  $a_5$  et les statistiques générales ; les autres coefficients sont identiques et donc  $H$  ne change pas ! Par contre, il n'en est évidemment pas de même si on élimine la variable explicative LACT. Nous ne voyons pas de raison valable de l'éliminer mais nous donnerons tout de même les résultats portant sur  $H$  avec les trois spécifications.

Dans la continuité des précisions apportées en vue de l'estimation d'une fonction de revenu, nous estimerons une fonction de coûts jointe comme premier pas vers le calcul de l'indice de Lerner.

La méthode économétrique retenue est liée à la nature des données à la fois individuelles et chronologiques. Là encore, pour tirer parti de cette double dimension (individuelle et temporelle) de l'information disponible, nous adoptons une spécification en termes de modèle à erreurs composées. L'annexe 2 éclaire les différentes estimations auxquelles nous procédons afin d'observer la stabilité de nos résultats et d'analyser la contribution des différentes dimensions (individuelle et temporelle).

Pour conclure sur la présentation des variables et méthodes employées dans le cadre de ce travail, nous rappellerons que l'apport de notre étude se situera autour de la considération consécutive des modèles de Panzar et Rosse et de Lerner pour l'estimation du degré concurrentiel observé par les quatre principaux secteurs bancaires européens (de façon globale, puis en distinguant entre types d'entités, et précisément entre d'une part les banques commerciales et d'autre part les banques mutualistes auxquelles on assimile les caisses d'épargne) tout au long d'une période (1993-2000) marquée par une vague globalisatrice et sans nul doute riche d'enseignements quant aux effets possibles de l'U.E.M. sur la contestabilité du futur système bancaire européen. Dans cette mesure, nous essaierons de partitionner notre échantillon temporel de sorte de mettre en évidence une rupture autour du premier janvier 1999. Afin d'avoir des sous-échantillons équilibrés, nous retiendrons deux sous-échantillons : 1993-1998 (période de 6 années avant l'unification monétaire) et 1995-2000 (période de 6 années incluant les deux premières années de l'unification monétaire). La

comparaison des résultats portant sur ces deux sous-échantillons devrait nous fournir quelques indications sur l'évolution des conditions concurrentielles au sein des banques des principaux pays de la zone euro. A titre de vérification, nous procéderons également à une partition égale de notre échantillon en deux sous-périodes disjointes : 1993-1996 et 1997-2000.

## 4. Résultats

### L'indice de Panzar et Rosse

La stratégie suivie dans le cadre de l'estimation de l'indice  $H$  de Panzar et Rosse (1987) est en premier lieu d'évaluer ces modèles sur la période 1993-2000 de manière globale pour l'ensemble des firmes bancaires considérées mais aussi avec une première distinction entre secteurs "commercial" et "mutualiste" ; nous reprendrons ensuite l'estimation globale en effectuant une seconde distinction, cette fois-ci temporelle, en estimant la fonction de revenu sur les sous-périodes 1993-1998 et 1995-2000 puis sur les sous-périodes 1993-1996 et 1997-2000.

Au préalable, la nature des données et l'usage fréquent de la taille de l'actif (ACT) comme "norme" pouvant conduire à une forte corrélation des variables, nous examinons d'abord leurs covariances. La première partie de l'annexe 3 en donne les valeurs pour la période 1993-2000 mais nous avons vérifié que le diagnostic est le même pour les sous-périodes. Il ressort très généralement que les covariances sont finalement plutôt modestes, hormis pour les variables LCSA et LBD. Cette corrélation n'est pas étonnante dans la mesure où l'usage des deux inputs est en partie liée, par exemple l'usage de personnels internes aux banques et de personnels externalisés dans des sociétés de services. Nous instrumentons la seconde variable par la première pour extraire la tendance de LBD qui est irréductible à celle de LCSA ; nous appelons le résidu obtenu LBDINST et nous allons systématiquement l'utiliser en lieu et place de LBD.

Les tableaux de la deuxième partie de l'annexe 3 montrent les valeurs estimées de l'indice  $H$  dans ces différentes configurations avec la période du test décrivant une situation concurrentielle déterminée.

Les estimations montrent globalement une valeur de l'indice  $H$  très proche de 1, voire souvent supérieur à 1 pour tous les secteurs bancaires représentés de manière consolidée considérant les hypothèses d'estimation initiales. Les seules exceptions apparentes sont l'Italie et surtout les secteurs mutualistes quel que soit le pays considéré mais particulièrement les secteurs mutualistes (au sens large donc incluant les caisses d'épargne) allemand et espagnol. Les résultats sont donc favorables à l'existence d'une situation de concurrence pure et parfaite, notamment lorsqu'il est question de banques commerciales (sauf en Italie où la distinction est peut-être moins pertinente qu'ailleurs). Ces résultats s'inscrivent à l'opposé des résultats généralement obtenus dans les études antérieures récentes orientées vers l'estimation d'un modèle de Panzar et Rosse appliqué à l'industrie bancaire européenne. Ces études antérieures ont convergé et plaidé généralement en faveur d'une situation de concurrence monopolistique globale au sein des systèmes financiers décrits ici comme le montre le tableau 3.

**Tableau 3. Les résultats du modèle de Panzar et Rosse dans des études récentes portant sur l'industrie bancaire européenne**

Auteurs	Pays étudiés	Période étudiée	Résultats
Molyneux et <i>al.</i> (1994)	Allemagne, Espagne, France, Italie et Royaume-Uni	1986-1989	Concurrence monopolistique pour la France, l'Allemagne, l'Espagne et le Royaume-Uni ; concurrence monopolistique pour l'Italie
Vesala (1995)	Finlande	1985-1992	Concurrence monopolistique
Coccoresse (1998)	Italie	1988-1996	Concurrence monopolistique
Rime (1999)	Suisse	1987-1994	Concurrence monopolistique
Bikker et Groeneveld (2000)	15 états européens	1989-1996	Concurrence monopolistique
De Bandt et Davis (2000)	Allemagne, France et Italie	1992-1996	"Grandes" banques : concurrence monopolistique pour tous les états ; "petites" banques : concurrence monopolistique en Italie et monopole en France et en Allemagne
Bikker et Haaf (2001)	23 pays de l'OCDE (dont 17 états européens)	1991-1997	Concurrence monopolistique
Maudos et Pérez (2001)	Espagne	1992-1999	Concurrence monopolistique

Pourtant, contrairement à certaines études (*cf.* De Bandt et Davis, 2000), nos travaux dégagent un coefficient de LCSA qui n'est pas négatif et est même largement positif, de même que les autres coefficients sont généralement positifs sauf celui de LBM qui est très souvent faiblement positif et parfois même négatif.

Il est possible que le caractère particulier de nos résultats découle du choix des variables et notamment de l'inclusion de LBM et de LBD qui est originale. Dans la mesure où LBM a un coefficient généralement beaucoup plus modeste et moins significatif que celui de LBD (en fait LBDINST), nous avons privilégié le test des trois spécifications avec l'élimination de LBD des variables explicatives. Les résultats (*cf.* annexe 3, section 3) sont sans ambiguïté et vont toujours dans le sens de l'acceptation de l'hypothèse de concurrence monopolistique. Ils révèlent, comme on pouvait s'y attendre, une très forte sensibilité à la spécification des facteurs de production. Ils soulignent une fois de plus le caractère très opérationnel du débat sur la nature des *inputs* et des *outputs* bancaires. Ils conduisent enfin à suspecter les travaux antérieurs d'un biais lié à l'existence d'une ou plusieurs variables manquantes.

L'annexe 4 nous invite à constater la très faible évolution des résultats entre la sous-période 1993-1998 et la sous-période 1995-2000 (sections 1 et 2) ainsi qu'entre la sous-période 1993-1996 et la sous-période 1997-2000 (sections 3 et 4). Elle va quand même plutôt dans le sens d'une hausse de  $H$  et donc dans le sens d'une plus grande concurrence pour la France et, dans une mesure encore plus faible, pour l'Allemagne et peut-être l'Espagne. La valeur du  $H$  pour l'Italie demeure toujours en retrait de celles prises dans les autres pays, ce qui confère une certaine robustesse à ce caractère très légèrement plus monopolistique de l'activité bancaire en Italie. Il serait bon de confirmer si il en est ainsi lorsqu'on distingue les secteurs commerciaux des secteurs mutualistes.

Une dernière série de tests a été réalisée pour vérifier si une tendance temporelle n'était pas à l'œuvre dans les spécifications retenues. En fait, sauf pour l'Espagne où il apparaît une tendance positive et significative, l'existence d'une telle tendance peut être rejetée. Plus important encore, son introduction n'affecte pas beaucoup, à la baisse, l'indice  $H$  de Panzar et Rosse. Il s'agit donc d'une nouvelle preuve de la robustesse de nos résultats.

### L'indice de Lerner

De la même manière que pour l'indice précédent, l'évaluation de l'indice de Lerner pour les quatre pays considérés décrit des différences notables d'un pays à l'autre. Précisons que le prix  $P$  de l'*output* est défini comme le rapport entre l'ensemble des revenus (intérêts reçus et commissions perçues) et l'actif total. Ce choix qui vise à intégrer l'activité de services en plus de l'activité d'intermédiation de bilan (et de hors-bilan) est valide si on considère que le total du bilan est une bonne approximation du flux hétérogène de services rendus par les banques (gestion des moyens de paiement, gestion de portefeuille,...) ainsi que le mentionnent Angelini et Cetorelli (1999).

D'une façon générale, les résultats reportés dans l'annexe 5 nous montrent une réduction sensible, dans toutes les configurations nationales du prix moyen de l'*output* bancaire, due en grande partie à la baisse du niveau des taux d'intérêt observée sur le vieux continent sur la période considérée. Parallèlement, le niveau des coûts marginaux a suivi la même tendance au sein de tous les secteurs bancaires européens, impulsée par un souci de réduction du niveau des coûts bancaires, financiers et opérationnels.

En observant que la réduction des coûts marginaux a été supérieure à celle du prix moyen de la production bancaire pour l'Espagne, ce pays a montré une croissance moyenne de l'indice de Lerner (qui n'est pas autre chose que l'écart, normé par le prix moyen, entre le prix moyen et les coûts marginaux) sur la période globale prise en compte. Ce résultat va plutôt dans le sens d'un accroissement du pouvoir de marché des banques espagnoles, ce mouvement n'étant pas absurde du fait de la consolidation opérée avec l'émergence des grands groupes privés BSCH et BBVA. A l'inverse, la France donne l'exemple d'une évolution parallèle du prix moyen et des coûts marginaux et donc d'une grande stabilité du pouvoir de marché de ses banques. Pour les deux autres pays, les évolutions sont plus incertaines d'année en année mais donnent lieu à une stabilité globale car le mouvement du début de période est amplement corrigé en fin de période. Les mouvements de consolidation, pourtant assez perceptible en Italie par exemple, ne semblent donc pas avoir eu d'effet notable au cours de la période sous revue.

Cependant, le plus important pour ces indices de Lerner réside peut-être dans les niveaux qui sont d'une part relativement faibles et d'autre part en grande adéquation avec les résultats de l'analyse fondée sur les indices de Panzar et Rosse. En effet, les indices de Lerner généralement faibles de l'annexe 5 plaident pour un état assez concurrentiel des marchés bancaires ; en outre, le pays où cette concurrence est la moins vive sur l'ensemble de la période est l'Italie. Ces résultats en termes de niveaux de marges, et particulièrement les différences importantes observées d'un secteur national à un autre, sont conformes à ceux d'études comparatives décrivant la rentabilité bancaire dans les quatre pays considérés<sup>17</sup>.

En conséquence, les conclusions décrites par les études antérieures<sup>18</sup> sont relativisées dans le cadre de l'étude de la conséquence de l'évolution du prix des facteurs de production sur les revenus des firmes bancaires. En d'autres termes, dans le contexte de l'évolution du comportement des marges bancaires, et d'une croissance institutionnelle (processus observé de déréglementation des systèmes bancaires européens), fonctionnelle (intégration croissante des marchés, notamment financiers) et technologique (progrès important des technologies bancaires employées) de la contestabilité des marchés bancaires les plus représentatifs du continent européen, nous trouvons qu'il n'est pas sûr qu'un certain pouvoir de marché ait existé et se soit accru au sein de ceux-ci sur la période observée, en dépit d'un fort processus de consolidation desdits secteurs, conduit par un vague importante de rapprochements. Les tableaux présentés en annexe 6 décrivent d'une part l'évolution de cette concentration et d'autre part le nombre d'opérations de fusions et acquisitions au sein de l'industrie bancaire européenne sur la période récente.

---

<sup>17</sup> Le travail de l'O.C.D.E. 'Bank Profitability' en est la principale illustration.

<sup>18</sup> Comme celles de Corvoisier et Gropp (2001) ou de Fernández de Guevara et al. (2002).

## 5. Conclusion

La création de l'U.E.M., et particulièrement l'introduction de l'euro, devrait sensiblement modifier les rapports de force et les conditions qui régissent les pratiques au sein des systèmes bancaires européens. Pourtant son impact définitif sur la structure de ces derniers reste encore mal connu. Pour tenter de cerner un peu mieux ce problème, et peut-être ainsi anticiper quelque effet de cette forte intégration institutionnelle en tirant des enseignements du passé récent, l'objet de notre étude fut d'apporter une évaluation empirique supplémentaire de la situation concurrentielle des cinq principaux secteurs bancaires européens (considérant particulièrement l'Allemagne, l'Espagne, la France et l'Italie) entre 1993 et 2000.

Dans ce sens, nous avons opté pour l'estimation de deux modèles issus de la nouvelle théorie de l'organisation industrielle : l'indice  $H$  de Panzar et Rosse et l'indice de Lerner. Le premier modèle nous permet de conclure globalement à une situation très concurrentielle sur chacun des quatre systèmes représentés sur la période considérée, au-delà des distinctions temporelles et fonctionnelles : les estimations séparées pour les sous-périodes 1993-1998 et 1995-2000 d'une part donnent des résultats assez similaires et les estimations séparées pour les firmes bancaires privées et mutualistes d'autre part donnent des résultats indiquant une très légère spécificité « monopolistique » des réseaux mutualistes. L'évaluation de l'indice de Lerner s'inscrit en phase avec les résultats concernant l'indice précédent en se situant assez clairement du côté d'une situation concurrentielle, sauf peut-être pour l'Italie. Cet indice de Lerner connaît sur la période 1993-2000 une croissance pour l'Espagne et une certaine stabilisation pour les autres pays, particulièrement pour la France.

Ces résultats ne cadrent pas complètement avec l'observation empirique mise en évidence par de nombreux travaux précédents. Par l'estimation de l'effet des prix des facteurs de production sur les revenus (pour le modèle de Panzar et Rosse) et par l'évaluation du comportement des marges bancaires et de leur évaluation dans le temps, ils n'infirmes pas tous l'idée que le processus de libéralisation institutionnelle, technologique et fonctionnelle des systèmes financiers européens entame le pouvoir de marché de quelques entités sauf si l'on en croit l'évolution récente de l'indice de Lerner. Deux grandes catégories de raisons seraient pourtant candidates à l'explication de l'accroissement d'un pouvoir de marché : d'une part, une consolidation sans précédent des systèmes financiers européens marquée par une vague très importante de rapprochements, fusions et acquisitions surtout domestiques et intra-sectoriels (et cela même si le nombre d'opérations transfrontalières et/ou inter-sectorielles a observé une croissance importante ces dernières années) ; d'autre part, et malgré la libéralisation institutionnelle du secteur concerné, la persistance de barrières économiques importantes et autres sources de pouvoir de marché (comme, entre autres, l'investissement en capital physique -réseau d'agences, équipements informatiques, canaux de distribution,...- voire en capital "immatériel" -la réputation, le fonds de commerce, la marque et le savoir-faire,...- plus difficilement quantifiable) freinant la contestabilité des systèmes bancaires européens.

A ce niveau de l'étude, et considérant également les limites de notre travail, sous-jacentes aux choix de modélisation économétrique mais aussi et surtout à la non-prise en compte du risque dans un modèle ou l'autre, il serait intéressant d'étendre la recherche en étudiant par exemple l'évolution du degré concurrentiel des secteurs bancaires européens les plus représentatifs en tentant d'isoler les facteurs potentiellement explicatifs du pouvoir de monopole ou de marché, comme la taille de l'entité, sa spécialisation productive ou bien son efficacité vers laquelle semblent surtout converger les récentes études effectuées sur la question<sup>19</sup>.

---

<sup>19</sup> Les travaux de Corvoisier et Gropp (2001) et de Fernández de Guevara et al. (2002) en sont quelques illustrations.

## 6. Annexes

### Annexe 1. Un choix alternatif de l'*output* bancaire pour l'estimation de l'indice de Lerner.

L'actif total bancaire ne rassemble pas les éléments sous-jacents à tous les revenus bancaires; notamment il laisse de côté tout support de hors-bilan (le hors-bilan comptable donnant d'ailleurs une vision exagérée de l'activité sur les marchés dérivés du fait de l'absence de compensation) mais aussi tous les actifs qui ne peuvent pas figurer dans le bilan (gestion pour compte de tiers). Or ces actifs engendrent des revenus qui ne sont pas assimilables à des intérêts, mais en particulier à des commissions, et dont l'importance est actuellement croissante au sein du volume des revenus bancaires. Leur non-considération peut en sous-estimant l'*output* bancaire affecter la fonction de coûts, par là-même le calcul des coûts marginaux mais aussi parallèlement celui du prix moyen en ne tenant pas compte du *non-interest income*, et ainsi biaiser l'estimation de l'indice. Nous pourrions donc adopter une autre spécification pour l'*output* bancaire, dans une démarche similaire à celle mise en œuvre par Boyd et Gertler (1994) ou bien plus récemment par Maudos et Perez (2001) et faisant l'hypothèse que les prix unitaires de l'*output* "bilan" ( $P_B$ ) et l'*output* "hors-bilan" ( $P_{HB}$ )<sup>20</sup> sont équivalents :

$$P_B = R_B / A_B = P_{HB} = R_{HB} / A_{HB} \quad (9)$$

où  $R_B$  et  $R_{HB}$  sont les revenus associés aux *outputs* "bilan" ( $A_B$ ) et "hors-bilan" ( $A_{HB}$ ), d'où :

$$A_{HB} = (R_{HB} / R_B) A_B \quad (10)$$

et donc:

$$ACT = A_B + A_{HB} = A_B (1 + (R_{HB} / R_B)) \quad (11)$$

avec ACT qui est désormais un *output* total incorporant la production issue non seulement de l'activité traditionnelle d'intermédiation mais également de l'activité croissante de prestation de services en prenant en compte l'évolution de la structure des revenus bancaires.

Dans la version présente de notre travail, nous ne prenons pas en compte cette suggestion. En effet, au-delà de la fragilité de l'hypothèse d'égalité des prix unitaires sur lesquelles elle s'appuie, elle établit une dichotomie factice entre actifs générateurs d'intérêts et actifs générateurs de commissions en laissant penser que les premiers figurent au bilan et que les seconds n'y figurent pas. De surcroît, les résultats de Maudos et Perez (2001) ne montrent pas d'écart qualitativement probant entre les résultats obtenus avec l'*output* classique et ceux obtenus avec l'*output* modifié. Il s'agit cependant d'une piste intéressante pour intégrer la diversification croissante des activités bancaires et nous la prendrons en compte dans une version plus complète de notre travail, ne serait-ce que pour tester la robustesse de nos résultats.

---

<sup>20</sup> Ces appellations (*output* "bilan" et *output* "hors-bilan") ne doivent pas être prises au pied de la lettre puisque le hors-bilan comptable ne comprend notamment pas les titres gérés pour compte de tiers et n'est de toute façon pas la source de toutes les commissions. Ces approximations commodes permettent seulement une représentation imagée.

## Annexe 2. Méthodes économétriques utilisées pour les estimations sur données de panel.

Les données de panel permettent de distinguer les différences inter-individuelles des différences intra-individuelles, à travers les opérateurs *Between* (qui permet de calculer les moyennes individuelles des différents individus composant l'échantillon et mesure donc la variabilité attribuable aux différences de niveaux moyens entre les individus) et *Within* (qui permet de calculer les écarts aux moyennes individuelles et mesure ainsi la variabilité d'ordre temporelle).

Aussi, ces opérateurs permettent de partager la variance des observations en deux composantes : une correspondant aux différences permanentes moyennes entre les individus (*between*) et l'autre aux variations autour de ces niveaux moyens (*within*).

Afin de déterminer la méthode appropriée à l'estimation des paramètres, nous allons formaliser certaines hypothèses de base sur le comportement aléatoire des variables et l'étude de la structure des variances et co-variances des erreurs.

En empilant les T observations pour les N établissements, nous pouvons écrire le modèle sous forme compacte :

$$Y_{(NT,1)} = X_{(NT,k)} \beta_{(k,1)} + \epsilon_{(NT,1)}$$

avec :

$Y_{(NT,1)}$  : vecteur colonne des observations de la variable endogène Y sur les T périodes.

$X_{(NT,k)}$  : matrice des observations des variables explicatives sur les T périodes.

$\beta_{(k,1)}$  : vecteur colonne des k paramètres à estimer.

$\epsilon_{(NT,1)}$  : vecteur colonne des erreurs.

### • Hypothèses sur les variables et les erreurs

- Hypothèses sur les variables exogènes

Les variables exogènes  $x_i$  sont non stochastiques et indépendantes des erreurs. Il convient de s'assurer que ces variables ne présentent pas de fortes colinéarités entre elles.

- Hypothèses sur les erreurs

Nous supposons pour chaque équation que l'espérance mathématique des erreurs est nulle. Sur le plan économique, cela implique que les erreurs regroupent l'ensemble des aléas non-observables qui font dévier Y de sa valeur théorique mais dont aucun n'est de poids à orienter la moyenne des erreurs vers une valeur systématiquement différente de zéro.

En outre, les erreurs sont indépendantes et de variance constante, d'une observation à l'autre.

### • Les opérateurs *Between* (B) et *Within* (W)

L'opérateur *Between* ou « inter » est défini à l'aide du produit de Kronecker :

$$B_{(NT,NT)} = (I_N \otimes J_T/T)$$

$J_T$  étant la matrice unitaire de format  $(T,T)$  et  $I_N$  la matrice identité d'ordre  $N$ .

La matrice  $B$  est une matrice symétrique et idempotente ( $B' = B = B^2$ ) : appliquer la transformation  $B$  ne modifie pas le vecteur des moyennes individuelles.

*Dans nos travaux, B indique le niveau moyen (sur l'ensemble de la période) des recettes totales (éventuellement rapportées à l'actif total) des différents établissements composant l'échantillon.*

L'opérateur *Within* ou « intra » est défini à l'aide du produit de Kronecker :

$$W_{(NT,NT)} = I_N \otimes (I_T - J_T/T)$$

$W$  est également symétrique et idempotente : l'application de cet opérateur permet de mettre en relief les fluctuations observées par rapport à la moyenne individuelle.

*Il permet de mesurer les fluctuations des recettes totales (éventuellement rapportées à l'actif total) autour de son niveau moyen sur la période d'estimation et pour chaque établissement de l'échantillon.*

Aussi, grâce à ces deux opérateurs, nous pouvons décomposer les observations individuelles et temporelles du phénomène à expliquer. La variance totale étant dès lors décomposée entre une variance *Between* et une variance *Within* :

$$Y = B.Y + W.Y$$

La décomposition en deux éléments orthogonaux se retrouve aussi au niveau des variances :

$$\text{Var}(y) = \text{Var Between}(Y) + \text{Var Within}(Y)$$

La matrice des variances-covariances des variables explicatives peut s'écrire en fonction de  $B$  et de  $W$  :

$$X'X = X'BX + X'WX$$

Avec :

$X'BX$  : matrice des variances-covariances des moyennes individuelles

$X'WX$  : matrice des variances-covariances des écarts aux moyennes individuelles

### • Choix de la méthode d'estimation

- L'estimateur des *Moindres Carrés Ordinaires* (noté MCO)

Cet estimateur correspond à l'application de la méthode usuelle des MCO aux données individuelles et temporelles non transformées  $Y_{it}$  ( $Y$  étant le vecteur des observations de notre variable endogène sur les 8 périodes). Cet estimateur utilise la variance totale des observations dont nous disposons.

- La régression *Within*

L'estimateur *Within* correspond à l'application des moindres carrés ordinaires (MCO) aux données transformées  $Y_{it} - \bar{Y}_i$ . Cet estimateur privilégie l'information d'ordre temporel ; tout ce qui serait imputable à des différences permanentes entre individus est donc exclu. L'estimateur *Within* est défini par :

$$\hat{\beta}_w = (X'WX)^{-1} X'WY$$

La régression *Within* est obtenue en multipliant la régression totale par l'opérateur *Within*  $W$  :

$$WY = WX\beta + W\epsilon$$

La régression *Within* fait disparaître les effets spécifiques aléatoires. L'estimateur *Within* (appelé aussi estimateur de la covariance) correspond aux moindres carrés ordinaires appliqués à un modèle à effets spécifiques certains (fixes).

- La régression *Between*

L'estimateur *Between* correspond à l'application des MCO aux données transformées  $\bar{Y}_i$ . Cet estimateur utilise la variance *Between* des observations. Les différences individuelles prises par rapport à leurs niveaux moyens sont donc privilégiées. L'estimateur *Between* est défini par :

$$\hat{\beta}_B = (X'BX)^{-1} X'BY$$

La régression *Between* est obtenue en multipliant la régression totale par l'opérateur *Between*  $B$  :

$$BY = BX\beta + B\epsilon$$

On s'attend à ce que les estimations des moindres carrés sur les trois régressions (Totale, *Between*, *Within*) soient convergentes quand  $N$  tend vers l'infini.

- L'estimateur des *Moindres Carrés Généralisés* (noté MCG)

Cet estimateur utilise à la fois les dimensions *Between* et *Within* (prises dans une proportion particulière). Cet estimateur a la propriété de minimiser la variance-covariance des erreurs.

## Annexe 3. Résultats du modèle de Panzar et Rosse sur la période 1993-2000.

### 1. Matrice des coefficients de corrélation sur la période 1993-2000

#### *Variable endogène : LPNB*

(spécification 1)

<b>France</b>								
Banques commerciales								
	LPNB	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LPNB	1	0.008	0.1	-0.05	-0.05	0.8	0.1	0.07
LCSA	0.008	1	-0.2	0.7	0.4	-0.4	0.3	0.4
LCF	0.1	-0.2	1	-0.1	-0.1	0.1	-0.08	-0.2
LBD	-0.05	0.7	-0.1	1	0.4	-0.5	0.4	0.1
LBM	-0.05	0.4	-0.1	0.4	1	-0.3	0.01	0.1
LACT	0.8	-0.4	0.1	-0.5	-0.3	1	-0.1	-0.07
LCDT	0.1	0.3	-0.08	0.4	0.01	-0.1	1	0.2
LDEP	0.07	0.4	-0.2	0.1	0.1	-0.07	0.2	1
Banques MC et CEP								
	LPNB	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LPNB	1	-0.1	0.2	-0.2	0.05	0.8	-0.006	-0.08
LCSA	-0.1	1	-0.03	0.9	0.3	-0.6	0.8	0.4
LCF	0.2	-0.03	1	-0.05	-0.3	0.1	0.06	-0.3
LBD	-0.2	0.9	-0.05	1	0.3	-0.6	0.8	0.5
LBM	0.05	0.3	-0.3	0.3	1	-0.1	0.2	0.1
LACT	0.8	-0.6	0.1	-0.6	-0.1	1	-0.5	-0.3
LCDT	-0.006	0.8	0.06	0.8	0.2	-0.5	1	0.3
LDEP	-0.08	0.4	-0.3	0.5	0.1	-0.3	0.3	1
<b>Allemagne</b>								
Banques commerciales								
	LPNB	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LPNB	1	-0.2	0.04	-0.2	-0.1	0.9	0.1	-0.1
LCSA	-0.2	1	-0.02	0.8	0.5	-0.5	0.1	0.2
LCF	0.04	-0.02	1	-0.1	-0.05	0.01	0.2	-0.1
LBD	-0.2	0.8	-0.1	1	0.6	-0.4	0.0004	0.2
LBM	-0.1	0.5	-0.05	0.6	1	-0.3	0.04	0.05
LACT	0.9	-0.5	0.01	-0.4	-0.3	1	0.06	-0.2
LCDT	0.1	0.1	0.2	0.0004	0.04	0.06	1	0.2
LDEP	-0.1	0.2	-0.1	0.2	0.05	-0.2	0.2	1
Banques MC et CEP								
	LPNB	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LPNB	1	0.06	-0.1	0.07	-0.03	0.9	0.05	-0.3
LCSA	0.06	1	-0.04	0.7	-0.01	-0.3	0.4	0.2
LCF	-0.1	-0.04	1	-0.3	-0.2	-0.1	0.3	-0.1
LBD	0.07	0.7	-0.3	1	0.2	-0.2	-0.01	0.3
LBM	-0.03	-0.01	-0.2	0.2	1	-0.01	0.004	-0.05
LACT	0.9	-0.3	-0.08	-0.2	-0.01	1	-0.05	-0.4
LCDT	0.05	0.4	0.3	-0.01	0.004	-0.05	1	-0.3
LDEP	-0.3	0.2	-0.1	0.3	-0.05	-0.4	-0.3	1

<b>Italie</b>								
Banques commerciales								
	LPNB	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LPNB	1	-0.1	0.07	-0.3	-0.1	0.9	0.1	-0.02
LCSA	-0.1	1	-0.2	0.8	0.2	-0.3	-0.1	0.3
LCF	0.07	-0.2	1	-0.2	-0.06	0.08	0.06	-0.2
LBD	-0.3	0.8	-0.2	1	0.4	-0.4	-0.2	0.2
LBM	-0.1	0.2	-0.06	0.4	1	-0.2	-0.4	-0.1
LACT	0.9	-0.3	0.08	-0.4	-0.2	1	0.2	-0.08
LCDT	0.1	-0.1	0.06	-0.2	-0.4	0.2	1	-0.04
LDEP	-0.02	0.3	-0.2	0.2	-0.1	-0.08	-0.04	1
Banques MC et CEP								
	LPNB	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LPNB	1	-0.04	-0.1	-0.2	-0.2	0.9	0.04	-0.2
LCSA	-0.04	1	0.1	0.7	-0.1	-0.2	0.3	0.6
LCF	-0.1	0.1	1	0.3	-0.01	-0.2	-0.3	0.1
LBD	-0.2	0.7	0.3	1	0.08	-0.4	0.08	0.5
LBM	-0.2	-0.1	-0.01	0.08	1	-0.2	-0.09	-0.3
LACT	0.9	-0.2	-0.2	-0.4	-0.2	1	-0.01	-0.3
LCDT	0.04	0.3	-0.3	0.08	-0.09	-0.01	1	0.4
LDEP	-0.2	0.6	0.1	0.5	-0.3	-0.3	0.4	1
<b>Espagne</b>								
Banques commerciales								
	LPNB	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LPNB	1	0.2	-0.05	0.1	-0.1	0.9	0.3	0.4
LCSA	0.2	1	-0.1	0.9	0.5	-0.2	0.3	0.6
LCF	-0.05	-0.1	1	-0.1	0.01	-0.08	-0.1	-0.2
LBD	0.1	0.9	-0.1	1	0.5	-0.3	0.2	0.5
LBM	-0.1	0.5	0.01	0.5	1	-0.3	0.1	0.1
LACT	0.9	-0.2	-0.08	-0.3	-0.3	1	0.07	0.2
LCDT	0.3	0.3	-0.1	0.2	0.1	0.07	1	0.02
LDEP	0.4	0.6	-0.2	0.5	0.1	0.2	0.03	1
Banques MC et CEP								
	LPNB	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LPNB	1	0.02	-0.1	-0.2	-0.04	0.9	0.06	0.03
LCSA	0.02	1	0.1	0.6	0.04	-0.2	0.5	0.5
LCF	-0.1	0.1	1	0.1	-0.07	-0.2	-0.2	-0.1
LBD	-0.2	0.6	0.1	1	-0.1	-0.4	0.4	0.4
LBM	-0.04	0.04	-0.07	-0.1	1	-0.03	0.001	-0.07
LACT	0.9	-0.2	-0.2	-0.4	-0.03	1	-0.1	-0.1
LCDT	0.06	0.5	-0.2	0.4	0.001	-0.1	1	0.9
LDEP	0.03	0.5	-0.1	0.4	-0.07	-0.1	0.9	1

*Variable endogène : L(PNB/ACTIF) ou LRT*

(spécifications 2 et 3)

<b>France</b>								
Banques commerciales								
	LRT	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LRT	1	0.7	-0.1	0.9	0.4	-0.5	0.4	0.2
LCSA	0.7	1	-0.2	0.7	0.4	-0.4	0.3	0.4
LCF	-0.1	-0.2	1	-0.1	-0.1	0.1	-0.1	-0.2
LBD	0.9	0.7	-0.1	1	0.4	-0.5	0.4	0.1
LBM	0.4	0.4	-0.1	0.4	1	-0.3	0.01	0.1
LACT	-0.5	-0.4	0.1	-0.5	-0.3	1	-0.1	-0.07
LCDT	0.4	0.3	-0.1	0.4	0.01	-0.1	1	0.2
LDEP	0.2	0.4	-0.2	0.1	0.1	-0.1	0.2	1
Banques MC et CEP								
	LRT	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LRT	1	0.9	0.03	0.9	0.3	-0.6	0.9	0.4
LCSA	0.9	1	-0.03	0.9	0.3	-0.6	0.8	0.4
LCF	0.03	-0.03	1	-0.05	-0.3	0.1	0.06	-0.3
LBD	0.9	0.9	-0.05	1	0.3	-0.6	0.8	0.5
LBM	0.3	0.3	-0.3	0.3	1	-0.1	0.2	0.1
LACT	-0.6	-0.6	0.1	-0.6	-0.1	1	-0.5	-0.3
LCDT	0.9	0.8	0.06	0.8	0.2	-0.5	1	0.3
LDEP	0.4	0.4	-0.3	0.5	0.1	-0.3	0.3	1
<b>Allemagne</b>								
Banques commerciales								
	LRT	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LRT	1	0.8	0.08	0.8	0.5	-0.4	0.2	0.2
LCSA	0.8	1	-0.02	0.8	0.5	-0.5	0.1	0.2
LCF	0.08	-0.02	1	-0.1	-0.05	0.01	0.2	-0.1
LBD	0.8	0.8	-0.1	1	0.6	-0.4	0.0004	0.2
LBM	0.5	0.5	-0.05	0.6	1	-0.3	0.04	0.05
LACT	-0.4	-0.5	0.01	-0.4	-0.3	1	0.06	-0.2
LCDT	0.2	0.1	0.2	0.0004	0.04	0.06	1	0.2
LDEP	0.2	0.2	-0.1	0.2	0.05	-0.2	0.2	1
Banques MC et CEP								
	LRT	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LRT	1	0.9	-0.02	0.7	-0.06	-0.3	0.3	0.3
LCSA	0.9	1	-0.04	0.7	-0.01	-0.3	0.4	0.2
LCF	-0.02	-0.04	1	-0.3	-0.2	-0.1	0.3	-0.1
LBD	0.7	0.7	-0.3	1	0.2	-0.2	-0.01	0.3
LBM	-0.06	-0.01	-0.2	0.2	1	-0.01	0.004	-0.05
LACT	-0.3	-0.3	-0.08	-0.2	-0.01	1	-0.05	-0.4
LCDT	0.3	0.4	0.3	-0.01	0.004	-0.05	1	-0.3
LDEP	0.3	0.2	-0.1	0.3	-0.05	-0.4	-0.3	1

<b>Italie</b>								
Banques commerciales								
	LRT	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LRT	1	0.8	-0.04	0.8	0.4	-0.4	-0.2	0.2
LCSA	0.8	1	-0.2	0.8	0.2	-0.3	-0.1	0.3
LCF	-0.04	-0.2	1	-0.2	-0.06	0.08	0.06	-0.2
LBD	0.8	0.8	-0.2	1	0.4	-0.4	-0.2	0.2
LBM	0.4	0.2	-0.06	0.4	1	-0.2	-0.4	-0.1
LACT	-0.4	-0.3	0.08	-0.4	-0.2	1	0.2	-0.08
LCDT	-0.2	-0.1	0.06	-0.2	-0.4	0.2	1	-0.04
LDEP	0.2	0.3	-0.2	0.2	-0.1	-0.08	-0.04	1
Banques MC et CEP								
	LRT	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LRT	1	0.8	0.3	0.7	-0.06	-0.3	0.3	0.6
LCSA	0.8	1	0.1	0.7	-0.1	-0.2	0.3	0.6
LCF	0.3	0.1	1	0.3	-0.01	-0.2	-0.3	0.1
LBD	0.7	0.7	0.3	1	0.08	-0.4	0.08	0.5
LBM	-0.06	-0.1	-0.01	0.08	1	-0.2	-0.09	-0.3
LACT	-0.3	-0.2	-0.2	-0.4	-0.2	1	-0.01	-0.3
LCDT	0.3	0.3	-0.3	0.08	-0.09	-0.01	1	0.4
LDEP	0.6	0.6	0.1	0.5	-0.3	-0.3	0.4	1
<b>Espagne</b>								
Banques commerciales								
	LRT	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LRT	1	0.8	0.05	0.8	0.5	-0.2	0.5	0.4
LCSA	0.8	1	-0.1	0.9	0.5	-0.2	0.3	0.6
LCF	0.05	-0.1	1	-0.1	0.01	-0.08	-0.1	-0.2
LBD	0.8	0.9	-0.1	1	0.5	-0.3	0.2	0.5
LBM	0.5	0.5	0.01	0.5	1	-0.3	0.1	0.1
LACT	-0.2	-0.2	-0.08	-0.3	-0.3	1	0.07	0.2
LCDT	0.5	0.3	-0.1	0.2	0.1	0.07	1	0.02
LDEP	0.4	0.6	-0.2	0.5	0.1	0.2	0.03	1
Banques MC et CEP								
	LRT	LCSA	LCF	LBD	LBM	LACT	LCDT	LDEP
LRT	1	0.8	0.2	0.7	-0.02	-0.4	0.6	0.6
LCSA	0.8	1	0.1	0.6	0.04	-0.2	0.5	0.5
LCF	0.2	0.1	1	0.1	-0.07	-0.2	-0.2	-0.1
LBD	0.7	0.6	0.1	1	-0.1	-0.4	0.4	0.4
LBM	-0.02	0.04	-0.07	-0.1	1	-0.03	0.001	-0.07
LACT	-0.4	-0.2	-0.2	-0.4	-0.03	1	-0.1	-0.1
LCDT	0.6	0.5	-0.2	0.4	0.001	-0.1	1	0.9
LDEP	0.6	0.5	-0.1	0.4	-0.07	-0.1	0.9	1

## 2. Valeurs de la statistique H sur la période 1993-2000 avec LBDINST

### SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques commerciales	MCO	1,20	1,21	0,90	0,98
	BETWEEN	1,35	1,24	0,91	1,23
	WITHIN	0,80	1,00	1,00	1,20
	MCQG	1,27	1,22	0,90	0,96
Banques MC et CE	MCO	0,99	0,91	0,86	0,78
	BETWEEN	0,84	0,58	0,93	0,28
	WITHIN	0,76	0,77	0,91	0,56
	MCQG	0,93	0,88	0,85	0,74
Banques Total	MCO	1,23	1,17	0,90	0,94
	BETWEEN	1,41	1,15	0,97	0,97
	WITHIN	0,79	0,96	0,93	1,11
	MCQG	1,32	1,18	0,92	0,91

### SPECIFICATION 3: "Price Equation" sans LACT

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques commerciales	MCO	1,27	1,24	0,95	0,94
	BETWEEN	1,40	1,27	0,98	1,16
	WITHIN	1,00	1,08	1,04	1,20
	MCQG	1,33	1,27	0,94	0,97
Banques MC et CE	MCO	1,02	0,90	0,88	0,84
	BETWEEN	0,87	0,57	0,94	0,27
	WITHIN	0,99	0,72	0,93	0,85
	MCQG	1,01	0,87	0,89	0,80
Banques Total	MCO	1,33	1,17	0,96	0,92
	BETWEEN	1,45	1,18	1,07	0,96
	WITHIN	0,98	1,01	0,94	1,15
	MCQG	1,39	1,17	0,93	0,89

*Rappel : la valeur de la statistique H est obtenue en additionnant les coefficients associés aux variables LCSA, LBDINST, LCF et LBM.*

### 3. Valeurs de la statistique $H$ sur la période 1993-2000 sans LBDINST

#### SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques commerciales	<b>MCO</b>	<b>0.58<sup>CM</sup></b>	<b>0.62<sup>CM</sup></b>	<b>0.30<sup>CM</sup></b>	<b>0.38<sup>CM</sup></b>
	BETWEEN	0.75 <sup>CM</sup>	0.63 <sup>CM</sup>	0.33 <sup>CM</sup>	0.61 <sup>CM</sup>
	<b>WITHIN</b>	<b>0.21<sup>CM</sup></b>	<b>0.43<sup>CM</sup></b>	<b>0.41<sup>CM</sup></b>	<b>0.60<sup>CM</sup></b>
	MCQG	0.69 <sup>CM</sup>	0.61 <sup>CM</sup>	0.32 <sup>CM</sup>	0.32 <sup>CM</sup>
Banques MC et CE	<b>MCO</b>	<b>0.38<sup>CM</sup></b>	<b>0.27<sup>CM</sup></b>	<b>0.28<sup>CM</sup></b>	<b>0.18<sup>CM</sup></b>
	BETWEEN	0.27 <sup>CM</sup>	0.02 <sup>CM</sup>	0.32 <sup>CM</sup>	0.14 <sup>CM</sup>
	<b>WITHIN</b>	<b>0.15<sup>CM</sup></b>	<b>0.14<sup>CM</sup></b>	<b>0.32<sup>CM</sup></b>	<b>0.01<sup>CM</sup></b>
	MCQG	0.30 <sup>CM</sup>	0.25 <sup>CM</sup>	0.27 <sup>CM</sup>	0.12 <sup>CM</sup>
Banques Total	<b>MCO</b>	<b>0.59<sup>CM</sup></b>	<b>0.55<sup>CM</sup></b>	<b>0.33<sup>CM</sup></b>	<b>0.34<sup>CM</sup></b>
	BETWEEN	0.81 <sup>CM</sup>	0.53 <sup>CM</sup>	0.38 <sup>CM</sup>	0.35 <sup>CM</sup>
	<b>WITHIN</b>	<b>0.17<sup>CM</sup></b>	<b>0.37<sup>CM</sup></b>	<b>0.31<sup>CM</sup></b>	<b>0.48<sup>CM</sup></b>
	MCQG	0.71 <sup>CM</sup>	0.54 <sup>CM</sup>	0.37 <sup>CM</sup>	0.28 <sup>CM</sup>

#### SPECIFICATIONS 3 : "Price Equation" sans LACT

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques commerciales	<b>MCO</b>	<b>0,63</b>	<b>0,68</b>	<b>0,42</b>	<b>0,30</b>
	BETWEEN	0,81	0,65	0,38	0,57
	<b>WITHIN</b>	<b>0,27</b>	<b>0,47</b>	<b>0,46</b>	<b>0,56</b>
	MCQG	0,72	0,64	0,37	0,28
Banques MC et CE	<b>MCO</b>	<b>0,43</b>	<b>0,31</b>	<b>0,33</b>	<b>0,15</b>
	BETWEEN	0,32	0,06	0,37	0,10
	<b>WITHIN</b>	<b>0,19</b>	<b>0,17</b>	<b>0,35</b>	<b>0,01</b>
	MCQG	0,34	0,26	0,32	0,70
Banques Total	<b>MCO</b>	<b>0,65</b>	<b>0,57</b>	<b>0,38</b>	<b>0,31</b>
	BETWEEN	0,85	0,55	0,44	0,32
	<b>WITHIN</b>	<b>0,22</b>	<b>0,40</b>	<b>0,37</b>	<b>0,44</b>
	MCQG	0,75	0,57	0,41	0,23

Annexe 4. Résultats du modèle de Panzar et Rosse sur les sous-périodes.

**1. Valeurs de la statistique  $H$  sur les sous-périodes 1993-1998 et 1995-2000 avec LBDINST**

Statistique  $H$  pour la période allant de 1993 à 1998

**SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"**

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	1,21	1,07	0,83	0,88
	BETWEEN	1,27	1,18	0,92	1,13
	WITHIN	0,81	0,79	0,87	0,98
	MCQG	1,22	1,17	0,93	0,90

**SPECIFICATION 3: "Price Equation" sans LACT**

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	1,24	1,15	0,93	0,90
	BETWEEN	1,35	1,24	1,02	1,11
	WITHIN	1,10	0,84	0,86	1,08
	MCQG	1,31	1,19	0,93	0,91

Statistique  $H$  pour la période allant de 1995 à 2000

**SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"**

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	1,13	1,22	0,84	0,96
	BETWEEN	1,35	1,10	0,91	0,84
	WITHIN	0,84	1,07	0,92	1,11
	MCQG	1,28	1,19	0,90	0,93

**SPECIFICATION 3: "Price Equation" sans LACT**

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	1,29	1,22	0,91	0,95
	BETWEEN	1,44	1,12	1,07	0,96
	WITHIN	0,99	1,10	0,93	1,15
	MCQG	1,39	1,20	0,93	0,88

## 2. Valeurs de la statistique $H$ sur les sous-périodes 1993-1998 et 1995-2000 sans LBDINST

Statistique  $H$  pour la période allant de 1993 à 1998

### SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	<b>0,62</b>	<b>0,41</b>	<b>0,27</b>	<b>0,24</b>
	BETWEEN	0,83	0,45	0,31	0,22
	WITHIN	<b>0,21</b>	<b>0,28</b>	<b>0,23</b>	<b>0,37</b>
	MCQG	0,74	0,46	0,30	0,16
Banques MC et CE	MCO	<b>0,41</b>	<b>0,18</b>	<b>0,22</b>	<b>0,11</b>
	BETWEEN	0,29	0,01	0,28	0,05
	WITHIN	<b>0,18</b>	<b>0,07</b>	<b>0,27</b>	<b>0,01</b>
	MCQG	0,32	0,14	0,21	0,02
Banques commerciales	MCO	<b>0,60</b>	<b>0,51</b>	<b>0,23</b>	<b>0,28</b>
	BETWEEN	0,77	0,53	0,28	0,52
	WITHIN	<b>0,24</b>	<b>0,34</b>	<b>0,31</b>	<b>0,52</b>
	MCQG	0,71	0,50	0,29	0,21

### SPECIFICATION 3: "Price Equation" sans LACT

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	<b>0,66</b>	<b>0,49</b>	<b>0,38</b>	<b>0,26</b>
	BETWEEN	0,85	0,52	0,40	0,23
	WITHIN	<b>0,24</b>	<b>0,35</b>	<b>0,34</b>	<b>0,39</b>
	MCQG	0,77	0,54	0,42	0,19
Banques MC et CE	MCO	<b>0,44</b>	<b>0,27</b>	<b>0,33</b>	<b>0,14</b>
	BETWEEN	0,32	0,09	0,37	0,08
	WITHIN	<b>0,21</b>	<b>0,14</b>	<b>0,36</b>	<b>0,03</b>
	MCQG	0,34	0,23	0,32	0,05
Banques commerciales	MCO	<b>0,62</b>	<b>0,62</b>	<b>0,34</b>	<b>0,32</b>
	BETWEEN	0,80	0,61	0,36	0,55
	WITHIN	<b>0,26</b>	<b>0,43</b>	<b>0,42</b>	<b>0,54</b>
	MCQG	0,73	0,57	0,38	0,23

Statistique *H* pour la période allant de 1995 à 2000

**SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"**

		<b>France</b>	<b>Allemagne</b>	<b>Italie</b>	<b>Espagne</b>
Banques Total	MCO	<b>0,54</b>	<b>0,25</b>	<b>0,29</b>	<b>0,32</b>
	BETWEEN	0,77	0,32	0,33	0,30
	WITHIN	0,14	0,12	0,25	0,35
	MCQG	0,66	0,31	0,32	0,24
Banques MC et CE	MCO	<b>0,33</b>	<b>0,11</b>	<b>0,24</b>	<b>0,18</b>
	BETWEEN	0,19	0,01	0,30	0,14
	WITHIN	0,16	0,01	0,29	0,09
	MCQG	0,24	0,01	0,22	0,12
Banques commerciales	MCO	<b>0,54</b>	<b>0,37</b>	<b>0,25</b>	<b>0,37</b>
	BETWEEN	0,64	0,38	0,30	0,61
	WITHIN	0,12	0,35	0,33	0,63
	MCQG	0,63	0,36	0,31	0,28

**SPECIFICATION 3: "Price Equation" sans LACT**

		<b>France</b>	<b>Allemagne</b>	<b>Italie</b>	<b>Espagne</b>
Banques Total	MCO	<b>0,69</b>	<b>0,56</b>	<b>0,35</b>	<b>0,32</b>
	BETWEEN	0,87	0,61	0,37	0,29
	WITHIN	0,27	0,43	0,31	0,44
	MCQG	0,81	0,62	0,39	0,21
Banques MC et CE	MCO	<b>0,47</b>	<b>0,35</b>	<b>0,30</b>	<b>0,18</b>
	BETWEEN	0,36	0,16	0,36	0,13
	WITHIN	0,26	0,23	0,32	0,08
	MCQG	0,38	0,32	0,28	0,10
Banques commerciales	MCO	<b>0,67</b>	<b>0,68</b>	<b>0,33</b>	<b>0,36</b>
	BETWEEN	0,84	0,66	0,33	0,61
	WITHIN	0,32	0,48	0,39	0,59
	MCQG	0,37	0,63	0,35	0,28

### 3. Valeurs de la statistique $H$ sur les sous-périodes 1993-1996 et 1997-2000 avec LBDINST

Statistique  $H$  pour la période allant de 1993 à 1996

#### SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	<b>1,19</b>	<b>0,98</b>	<b>0,81</b>	<b>0,86</b>
	BETWEEN	1,24	1,06	0,90	1,11
	WITHIN	<b>0,63</b>	<b>0,68</b>	<b>0,84</b>	<b>0,97</b>
	MCQG	1,13	1,07	0,90	0,89

#### SPECIFICATION 3: "Price Equation" sans LACT

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	<b>1,23</b>	<b>1,14</b>	<b>0,87</b>	<b>0,88</b>
	BETWEEN	1,34	1,22	0,98	1,09
	WITHIN	<b>1,11</b>	<b>0,82</b>	<b>0,75</b>	<b>1,06</b>
	MCQG	1,30	1,10	0,86	0,89

Statistique  $H$  pour la période allant de 1997 à 2000

#### SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	<b>1,15</b>	<b>1,28</b>	<b>0,86</b>	<b>0,97</b>
	BETWEEN	1,38	1,19	0,95	0,82
	WITHIN	<b>0,87</b>	<b>1,08</b>	<b>0,97</b>	<b>0,99</b>
	MCQG	1,31	1,20	0,94	0,94

#### SPECIFICATION 3: "Price Equation" sans LACT

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	<b>1,32</b>	<b>1,27</b>	<b>0,93</b>	<b>0,96</b>
	BETWEEN	1,46	1,16	1,09	0,98
	WITHIN	<b>1,64</b>	<b>1,13</b>	<b>0,95</b>	<b>1,17</b>
	MCQG	1,41	1,24	0,96	0,88

#### 4. Valeurs de la statistique *H* sur les sous-périodes 1993-1996 et 1997-2000 sans LBDINST

Statistique *H* pour la période allant de 1993 à 1996

##### SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	<b>0,58</b>	<b>0,30</b>	<b>0,24</b>	<b>0,22</b>
	BETWEEN	0,79	0,34	0,28	0,19
	WITHIN	0,18	0,17	0,22	0,33
	MCQG	0,72	0,35	0,28	0,14
Banques MC et CE	MCO	<b>0,38</b>	<b>0,09</b>	<b>0,19</b>	<b>0,09</b>
	BETWEEN	0,27	0,01	0,27	0,02
	WITHIN	0,15	0,01	0,26	0,01
	MCQG	0,29	0,01	0,18	0,01
Banques commerciales	MCO	<b>0,58</b>	<b>0,39</b>	<b>0,20</b>	<b>0,25</b>
	BETWEEN	0,74	0,42	0,27	0,49
	WITHIN	0,21	0,23	0,28	0,47
	MCQG	0,68	0,39	0,27	0,18

##### SPECIFICATION 3: "Price Equation" sans LACT

		France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques Total	MCO	<b>0,64</b>	<b>0,47</b>	<b>0,32</b>	<b>0,24</b>
	BETWEEN	0,83	0,49	0,34	0,20
	WITHIN	0,23	0,33	0,29	0,37
	MCQG	0,74	0,53	0,37	0,17
Banques MC et CE	MCO	<b>0,41</b>	<b>0,25</b>	<b>0,28</b>	<b>0,11</b>
	BETWEEN	0,29	0,08	0,31	0,04
	WITHIN	0,18	0,12	0,32	0,01
	MCQG	0,33	0,22	0,26	0,01
Banques commerciales	MCO	<b>0,58</b>	<b>0,59</b>	<b>0,29</b>	<b>0,30</b>
	BETWEEN	0,78	0,60	0,31	0,51
	WITHIN	0,25	0,41	0,38	0,52
	MCQG	0,72	0,55	0,35	0,19

Statistique *H* pour la période allant de 1997 à 2000

**SPECIFICATIONS 1 ou 2 : "Revenue Equation" ou "Price Equation"**

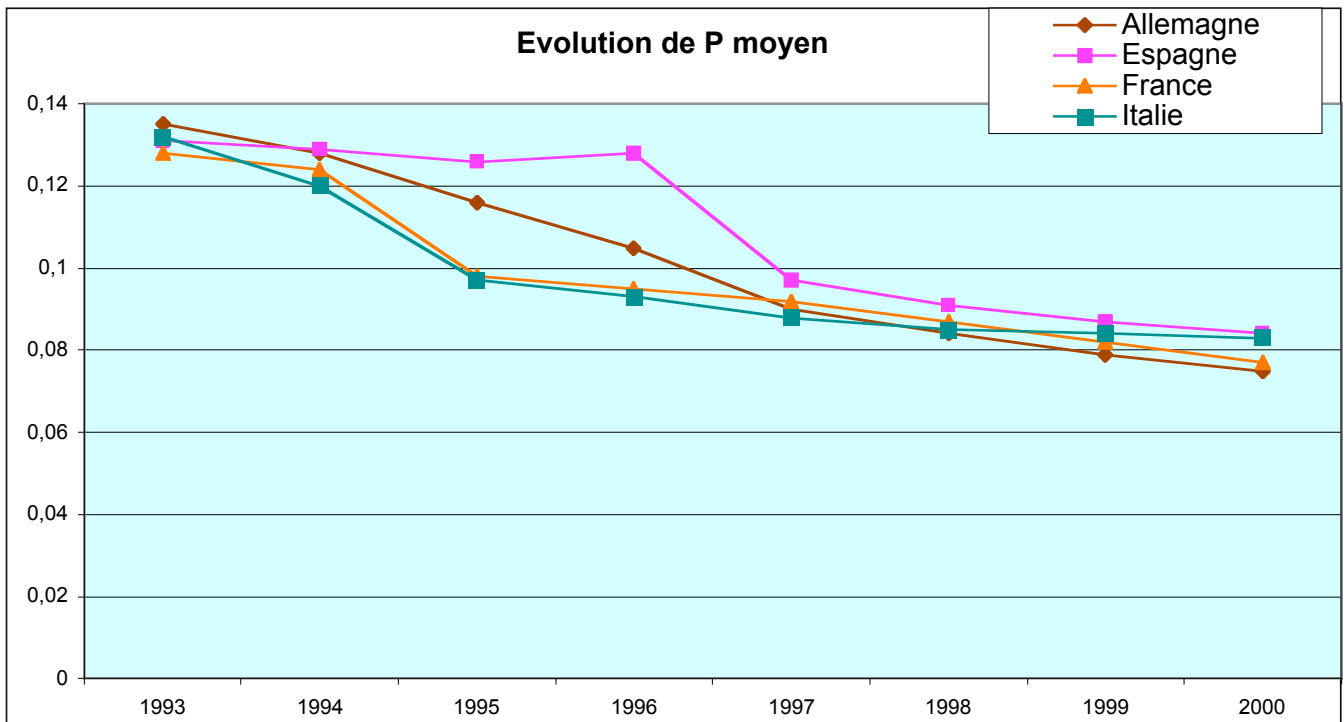
		<b>France</b>	<b>Allemagne</b>	<b>Italie</b>	<b>Espagne</b>
Banques Total	MCO	<b>0,57</b>	<b>0,31</b>	<b>0,32</b>	<b>0,33</b>
	BETWEEN	0,80	0,38	0,35	0,30
	WITHIN	0,16	0,19	0,27	0,37
	MCQG	0,67	0,36	0,35	0,25
Banques MC et CE	MCO	<b>0,37</b>	<b>0,18</b>	<b>0,26</b>	<b>0,19</b>
	BETWEEN	0,22	0,07	0,33	0,15
	WITHIN	0,18	0,08	0,31	0,20
	MCQG	0,27	0,08	0,25	0,14
Banques com merciales	MCO	<b>0,56</b>	<b>0,43</b>	<b>0,28</b>	<b>0,38</b>
	BETWEEN	0,65	0,45	0,31	0,62
	WITHIN	0,14	0,42	0,36	0,65
	MCQG	0,66	0,41	0,32	0,30

**SPECIFICATION 3: "Price Equation" sans LACT**

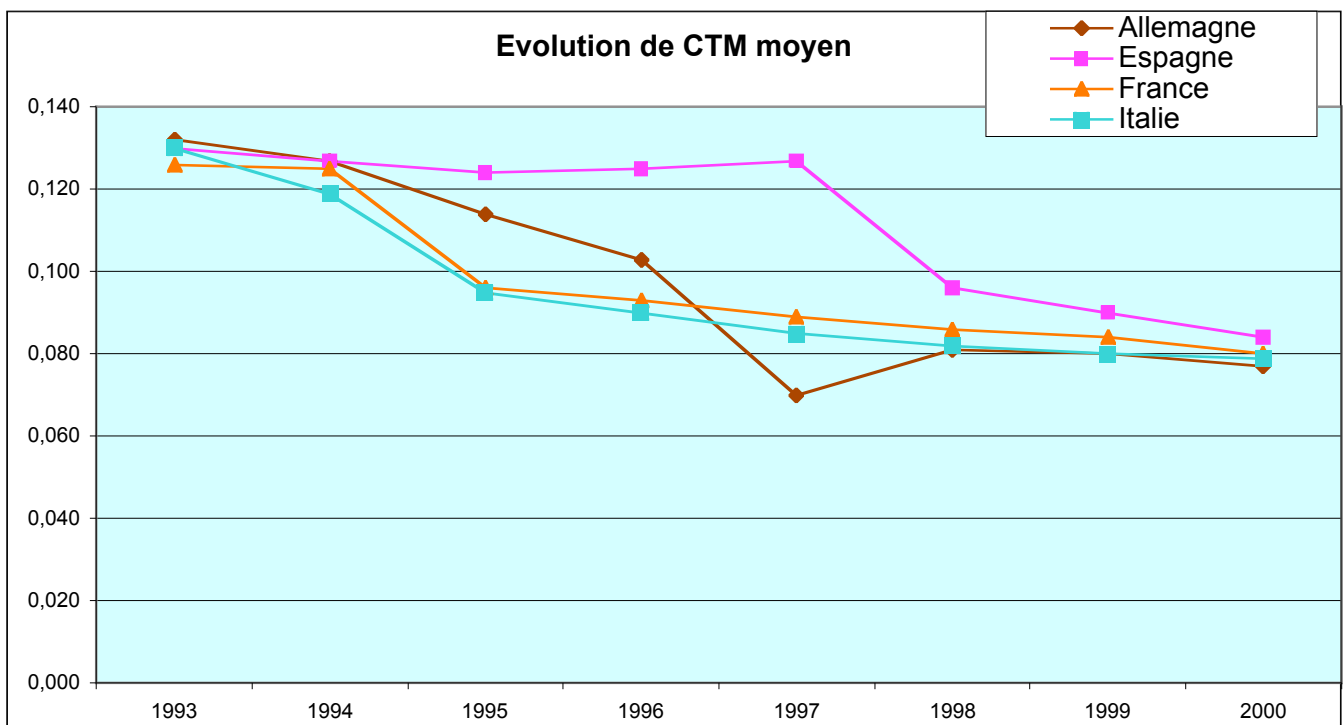
		<b>France</b>	<b>Allemagne</b>	<b>Italie</b>	<b>Espagne</b>
Banques Total	MCO	<b>0,72</b>	<b>0,61</b>	<b>0,37</b>	<b>0,34</b>
	BETWEEN	0,91	0,66	0,40	0,30
	WITHIN	0,30	0,47	0,33	0,45
	MCQG	0,82	0,70	0,42	0,20
Banques MC et CE	MCO	<b>0,51</b>	<b>0,38</b>	<b>0,33</b>	<b>0,20</b>
	BETWEEN	0,38	0,21	0,39	0,14
	WITHIN	0,30	0,28	0,35	0,10
	MCQG	0,41	0,37	0,30	0,18
Banques com merciales	MCO	<b>0,71</b>	<b>0,74</b>	<b>0,35</b>	<b>0,38</b>
	BETWEEN	0,87	0,72	0,36	0,64
	WITHIN	0,35	0,52	0,42	0,60
	MCQG	0,40	0,68	0,37	0,28

Annexe 5. Graphiques pour l'estimation de l'indice de Lerner sur la période 1993-2000.

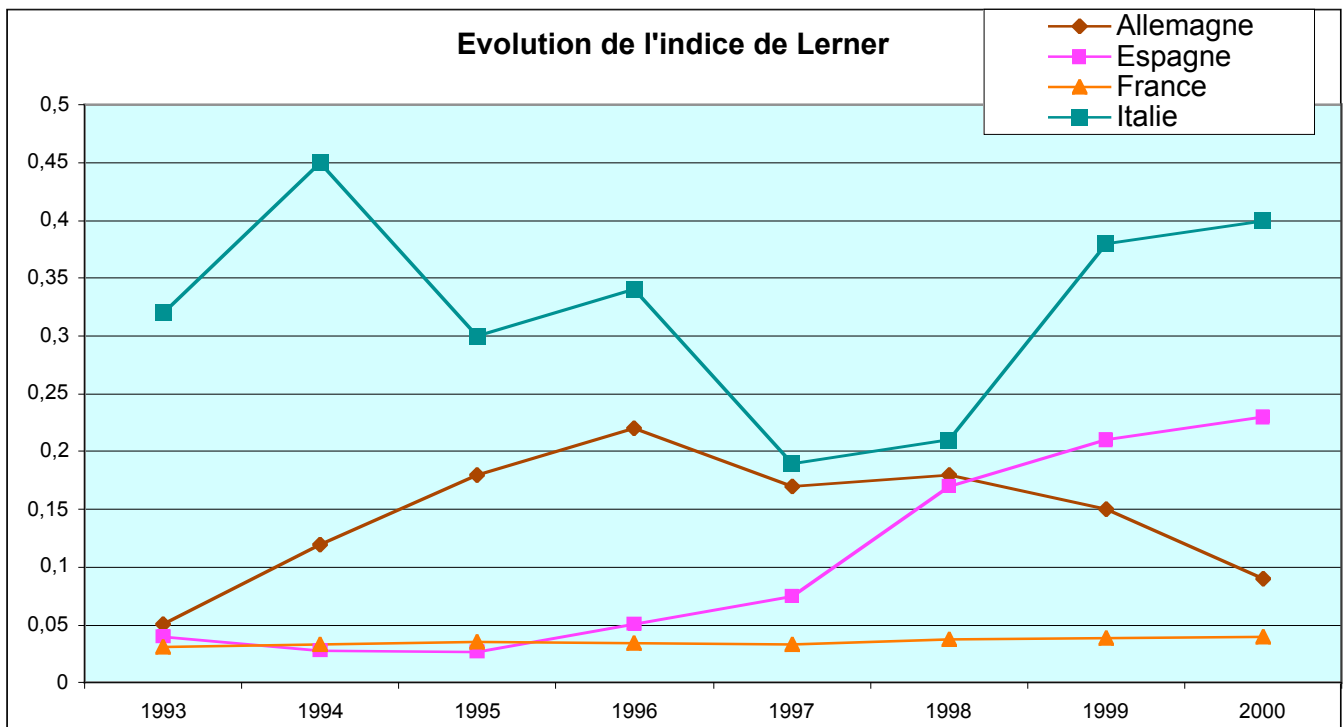
Graphique 1.



Graphique 2.



**Graphique 3.**



Sources : Base de données *Bankscope* et calculs des auteurs.

Annexe 6. Evolution du niveau de concentration et du nombre d'opérations de fusions-acquisitions au sein de l'industrie bancaire européenne sur la période récente<sup>21</sup>

**Tableau 9. Evolution du niveau de concentration – CR5 (% de l'actif total détenu par les 5 entités les plus grandes du secteur) pour les cinq états considérés entre 1990 et 1999.**

	Allemagne	Espagne	France	Italie	Royaume-Uni
<b>1990</b>	13,91	34,91	42,50	29,19	ND
<b>1995</b>	16,67	47,30	41,30	32,36	28,27
<b>1996</b>	16,08	46	41,20	32,11	29,14
<b>1997</b>	16,68	45,20	38	30,71	28,28
<b>1998</b>	19,15	44,60	39,20	38,73	27,75
<b>1999</b>	18,95	51,90	42,70	48,33	29,07
<b>1990-1999 (Variation en %)</b>	36	49	0	66	ND
<b>1995-1999 (Variation en %)</b>	14	10	3	49	3

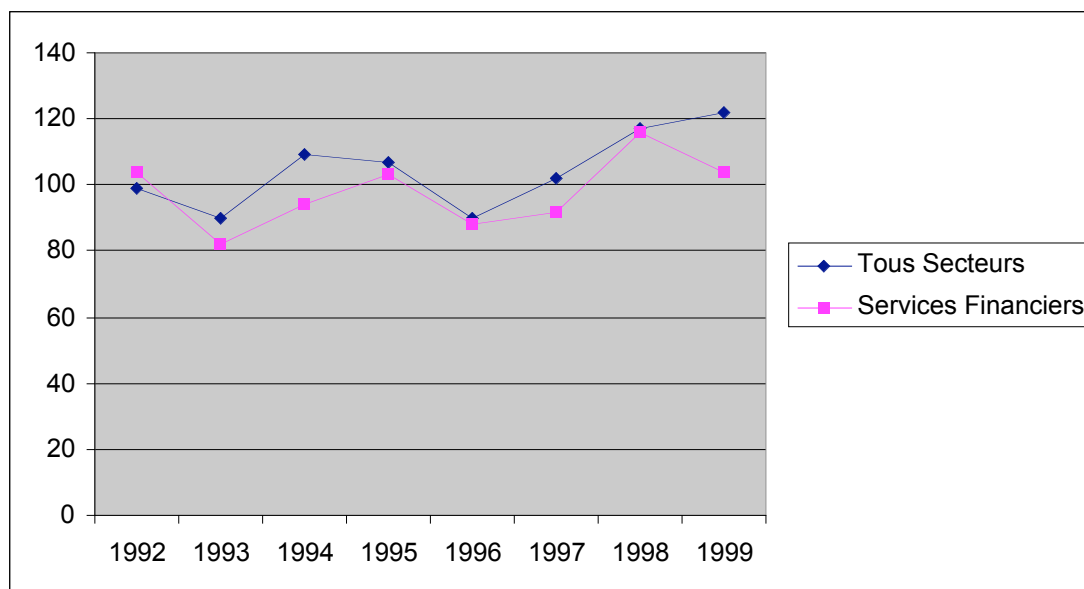
**Tableau 10. Evolution du niveau de concentration – HI (Indice de Hirschman-Herfindhal calculé sur l'actif total) pour les cinq états considérés entre 1990 et 1999**

	Allemagne	Espagne	France	Italie	Royaume-Uni
<b>1990</b>	ND	0,0352	ND	0,0140	0,0194
<b>1995</b>	ND	0,0528	0,0421	ND	0,0191
<b>1996</b>	ND	0,0503	0,0437	0,0313	0,0206
<b>1997</b>	0,0112	0,0496	0,0449	0,0308	0,0207
<b>1998</b>	0,0134	0,0488	0,0485	0,0409	0,0216
<b>1999</b>	0,0136	0,0716	0,0509	0,0600	0,0263
<b>1990-1999 (Variation en %)</b>	ND	103	ND	309	36
<b>1995-1999 (Variation en %)</b>	ND	36	21	ND	38

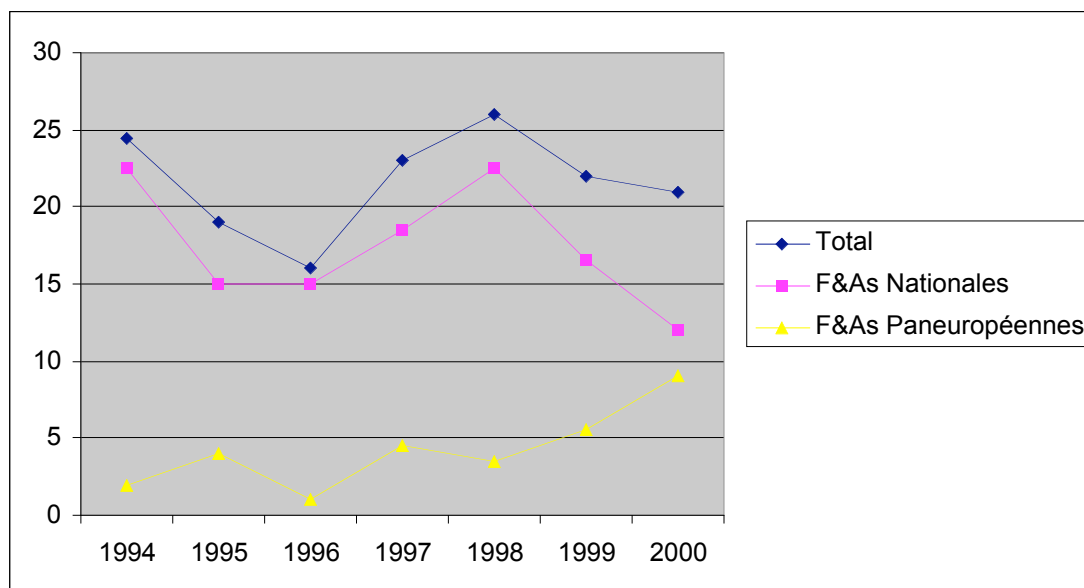
*Source* : European Central Bank (*Mergers and acquisitions involving the EU banking industry – Facts and implications*, 2000) pour les deux tableaux précédents.

<sup>21</sup> Légende pour les tableaux 9 et 10 de l'annexe 6 : 'ND' : Donnée non disponible.

**Graphique 5. Evolution du nombre de fusions-acquisitions au sein de l'Union Européenne entre 1992 et 1999 (Indice 100 en 1991)**



**Graphique 6. Répartition du nombre de fusions-acquisitions bancaires au sein de l'Union Européenne entre 1992 et 1999**



*Source :* Ayadi, Lima et Pujals (Les restructurations bancaires en Europe, 2002) pour les deux graphiques précédents.

## 7. Bibliographie

**Altunbas, Y., Molyneux, P.**, 1994, The concentration-performance relationship in European banking: A note, *Research Papers in Banking and Finance*, RP 94/12, Institute of European Finance, Working Paper.

**Angelini, P., Cetorelli, N.**, 1999, Bank competition and regulatory reform, the case of the Italian banking industry, *Working Papers Series*, Research Department, Federal Reserve Bank of Chicago, WP 99-32.

**Ayadi, R., De Lima, P., Pujals, G.**, 2002, Les restructurations bancaires en Europe, *Revue de l'OFCE*, Hors-Série, mars 2002, 325-382.

**Berg, S.A., Kim, M.**, 1994, Oligopolistic Interdependence and the structure of production in banking: an empirical evaluation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 26, 309-322.

**Berger, A.N.**, (1995), The profit-relationship in banking – test of market power and efficient-structure hypothesis, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 405-431.

**Berger, A.N., Hannan, T.**, 1989, The price-concentration relationship in banking, *The Review of Economics and Statistics*, 71, 291-299.

**Bikker, J.A., Groeneveld, J.M.**, 2000, Competition and concentration in the EU Banking Industry, *Kredit und Kapital*, 33, 62-98.

**Bikker, J.A., Haaf, K.**, 2000, Competition, concentration and their relationship: an empirical analysis of the banking industry, *Research Series Supervision*, 30, De Nederlandsche Bank.

**Boutillier, M., Quéron, A.**, 2000, Les commissions perçues par les établissements de crédit en Europe, *Epargne et Financement*, Caisse des dépôts et consignations, n°6.

**Boyd, J.H., Gertler, M.**, 1994, Are banks dead ? Or the reports greatly exaggerated, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Summer, 2-23

**Cetorelli, N.**, 1999, Competitive analysis in banking: appraisal of the methodologies, *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, 2-15.

**Coccorese, P.**, 1998, Assessing the competitive conditions in the Italian banking system: some empirical evidence, *BNL Quarterly Review*, 205, 171-191.

**Colwell, R.J., Davis, E.P.**, 1992, Output and productivity in banking, *Scandinavian Journal of Economics*, 94 (Supplement), 111-129.

**Corvoisier, S., Gropp, R.**, 2001, Bank concentration and retail interest rates, *Working Papers*, 72, European Central Bank.

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

**European Central Bank**, 1999, *Possible effects of EMU on the EU banking systems in the medium to long term*, February.

**European Central Bank**, 2000a, *Mergers and acquisitions involving the EU banking industry – Facts and implications*, December.

**European Central Bank**, 2000b, *EU Banks income structure*, April.

**Fernández de Guevara, J., Maudos, J., Perez, F.**, 2002, Market power in European banking sectors, *Working Papers WP-EC*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, 2002-05.

**Freixas, X., Rochet, J.**, 1997, *Microeconomics of banking*, MIT Press.

**Gardener, E.P.M., Molyneux, P.**, 1990, *Changes in western European banking*, Allen Unwin.

**Goldberg, L.G., Rai, A.**, 1996, The structure-performance relationship for European banking, *Journal of Banking and Finance*, 20, 745-771.

**Hannan, T., Liang, J.N.**, 1993, Inferring market power from time series data, *International Journal of Industrial Organization*, 11, 205-218.

**IBCA**, 2000, *Bankscope*.

**Klein, M.**, 1971, A theory of the banking firm, *Journal of Money, Credit and Banking*, 3, 205-218.

**Lloyd-Williams, D.M., Molyneux, P., Thornton, J.**, 1994, Competition conditions in European banking, *Journal of Banking and Finance*, 18, 445-459.

**Monti, M.**, 1972, Deposit, credit, and interest rate determination under alternative bank objectives, *Mathematical Methods in Investment and Finance*, G.P.Szego and K. Shell.

**Maudos, J., Perez, F.**, 2001, Competencia versus poder de monopolio en la banca española, *Working Papers WP-EC*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, 2001-09.

**Nathan, A., Neavel, E.H.**, 1989, Competition and contestability in Canada's financial system empirical results, *Canadian Journal of Economics*, 22, 576-594.

**OECD**, 1999, *Bank profitability, Financial statements of banks*.

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

**Plihon, D.**, 1999, *Banques: nouveaux enjeux, nouvelles stratégies*, La Documentation Française.

**Punt, L.W., Rooij, M.C.J.**, 1999, The profit-structure relationship, efficiency and mergers in the European banking industry: an empirical assessment, *Research Memorandum WO&E*, 604, De Nederlandsche Bank.

**Revue d'Economie Financière**, 2002, *L'avenir des institutions financières mutualistes*, n° 67.

**Rime, B.**, 1999, Mesure du degré de concurrence dans le système bancaire suisse à l'aide du modèle de Panzar et Rosse, *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, 135, 21-40.

**Shaffer, S.**, 1982, A non-structural test for for competition in financial market, *Proceedings of a conference on bank structure and competition*, Federal Reserve Bank of Chicago, 225-243.

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

**Tirole, J.**, 1987, *The theory of industrial organization*, MIT Press.

**Vesala, J.**, 1995, Testing for competition in banking: behavioural evidence from Finland, *Bank of Finland Studies*, E:1.