



LA SITUATION CONCURRENTIELLE DES PRINCIPAUX SECTEURS BANCAIRES EUROPÉENS ENTRE 1993 ET 2000 : QUELS ENSEIGNEMENTS POUR LA FUTURE STRUCTURE DES MARCHÉS FINANCIERS ISSUE DE L'UEM ?

MICHEL BOUTILLIER *
JIMMY GAUDIN *
STÉPHANIE GRANDPERRIN *

Ces 15 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'UEM et la Seconde directive bancaire européenne), la déréglementation et l'avènement de nouvelles technologies ont œuvré 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 consolidée¹ ont largement convergé vers une telle conclusion.

* EconomiX / Université Paris X-Nanterre.

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, de même que le rapporteur anonyme de la Fondation ainsi que les participants à un séminaire interne à la Banque de France, au colloque annuel du GdR « Économie monétaire et financière » et au colloque annuel de l'AFSE, avec une mention spéciale pour Jézabel Couppey, Olivier De Bandt et Henri Pagès. Néanmoins, toutes les idées exprimées et toutes les erreurs substantives demeurent entièrement imputables aux auteurs.

Sans nul doute, l'insertion de l'UEM 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 (voir, par exemple, European Central Bank, 1999).

Mais l'étude de cette question va bien au-delà de l'observation des conditions de concurrence caractérisant le système bancaire européen et porte sur 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 »² 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 : l'indice de Panzar et Rosse et l'indice de Lerner, le premier fondé 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 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 4 « majors » de l'Union économique et monétaire européenne en matière de systèmes bancaires que sont l'Allemagne, l'Espagne, la France et l'Italie sur la période 1993-2000. Les résultats de ce travail nous autorisent à formuler quelques remarques quant aux conséquences de l'UEM sur la structure et les conditions de concurrence régnant au sein de l'industrie bancaire européenne.

La démarche retenue est la suivante : la prochaine section rappelle la justification de la méthodologie employée dans le cadre de cette étude, tandis que la section suivante expose les données utilisées et la formulation des modèles estimés ; la quatrième section décrit les résultats de la



modélisation effectuée, résultats à partir desquels la dernière section tente de tirer les conclusions pertinentes.

MÉTHODOLOGIE : JUSTIFICATION EMPIRIQUE DES INDICES UTILISÉS

Cette section présente avec soin les instruments tirés de la nouvelle théorie de l'organisation industrielle. Pour autant, nous renvoyons à Tirole (1987) pour une justification théorique plus complète de la significativité de ces instruments car l'objet de cette section n'est pas de discuter ces instruments déjà largement repris par la littérature « industrielle » appliquée à la banque, mais de se situer dans la continuité de cette littérature.

Un premier instrument, sans conteste le plus utilisé dans cette littérature³, est le modèle de Panzar et Rosse (1987). Ceux-ci obtiennent, en effet, une mesure du pouvoir de marché, et 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, à la Chamberlain, 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.

Il faut souligner que cette approche et les conclusions qui vont en découler supposent de manière cruciale que les banques sont à leur équilibre de long terme. Cette hypothèse est forte, en particulier si on veut bien prendre en compte que notre intention est d'observer éventuellement des évolutions dans un contexte macroéconomique et surtout institutionnel et réglementaire mouvant avec la mise en place de l'UEM⁴. De la justification théorique qui précède, 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^5 , 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 $H \leq 1$).

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 bancaire⁶ ; 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 intérêts⁷ (commissions, plus-values et autres) oblige à estimer une fonction de revenu total (incluant intérêts et « non intérêts ») au-delà du calcul de l'expression traditionnelle (où la variable dépendante représente les seuls revenus d'intérêts), dérivée de l'approche de la 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 :

$$\text{Log } RT_{it} = \sum_{j=1}^3 \alpha_j \text{Log } F_{it}^j + \sum_{k=1}^2 \beta_k \text{Log } S_{it}^k + \sum_{l=1}^3 \gamma_l E_{it}^l + \varepsilon_{it}$$

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 :

$$H = \sum_{j=1}^3 \alpha_j$$

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 déterminé⁸ est l'indice de Lerner, défini comme l'écart relatif entre le prix et le coût marginal. Différentes expressions de cet indice peuvent être dérivées de nombreux modèles de référence décrivant une situation concurrentielle particulière⁹ ; par exemple, d'un environnement de concurrence imparfaite (considéré dans le modèle de Monti-Klein¹⁰) ou d'une configuration de monopole. Dans ce dernier cas¹¹, 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 bénéfices¹². On démontre alors la formule suivante qui est la condition du premier ordre du problème précédent :

$$(P - CTm) / P = 1/e$$

où P , CTm et e désignent respectivement le prix, le coût (total) marginal et l'élasticité de la demande aux prix. 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. À 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.

La fonction de coûts de type translogarithmique que nous retenons en conformité avec une pratique courante et dont nous tirons par simple dérivation l'expression du coût marginal est la suivante :

$$\begin{aligned}
\text{Ln } CT_{it} = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j \text{Ln } F_{it}^j + 1/2 \sum_{j=1}^3 \alpha_{jj} (\text{Ln } F_{it}^j)^2 \\
& + \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^{j-1} \alpha_{jk} \text{Ln } F_{it}^j \cdot \text{Ln } F_{it}^k \\
& + \beta_0 \text{Ln } ACT_{it} + 1/2 \beta_{00} (\text{Ln } ACT_{it})^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_{0j} \text{Ln } ACT_{it} \cdot \text{Ln } F_{it}^j \\
& + \gamma_0 TE_t + 1/2 \gamma_{00} TE_t^2 + \sum_{j=1}^3 \gamma_{0j} TE_t \cdot \text{Ln } F_{it}^j \\
& + \gamma_1 TE_t \cdot \text{Ln } ACT_{it} + \lambda_i + u_{it}
\end{aligned}$$

où CT correspond aux coûts totaux de la firme bancaire incluant les coûts financiers et opérationnels, ACT à l'*output* bancaire (ici l'actif total¹³), 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 ; λ 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'estimation des fonctions de coûts, et donc du niveau des coûts marginaux, est effectuée pour chacun des quatre 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.

ÉCHANTILLON 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. Cette base très complète comporte toutefois certains biais de sélectivité au détriment des petites banques ou des banques non commerciales (Ehrmann et *al.*, 2001 ; Bhattacharya, 2003). Notre échantillon prend en compte un total de 6 560 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 concerne les quatre¹⁴ principaux secteurs bancaires du « vieux continent » (c'est-à-dire l'Allemagne, l'Espagne, la France et l'Italie). Pour les nécessités de l'estimation de l'indice de Panzar et Rosse (ce n'est pas nécessaire pour l'estimation de l'indice de Lerner mais, par

souci de cohérence, nous garderons toujours le même échantillon), notre échantillon est cylindré, ce qui introduit un autre biais de sélectivité (celui en faveur des « survivants »).

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).

Tableau n° 1
Description de notre échantillon de banques européennes

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

Le tableau n° 1 détaille la structure des firmes bancaires retenues par pays au sein de notre échantillon. La dimension individuelle de cet échantillon est donc plus importante que sa dimension temporelle (8 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 correspond au produit net bancaire de la comptabilité bancaire française. Pour les autres pays, où ce concept n'existe pas mais se rapproche de celui d'*operating income*, nous calculons cette variable de la manière suivante (en reprenant les catégories 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

Les produits nets d'intérêts représentent pour l'essentiel la marge sur l'activité d'intermédiation de bilan classique, mais incluent également une part des résultats de l'intermédiation de marché. Les produits nets des commissions sont liés 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 autres produits 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.

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.

À l'opposé de De Bandt et Davis (2000) et des chercheurs qui les ont précédés, nous retenons ici les revenus nets et non les revenus bruts. En effet, nous considérons que, en conformité avec une véritable approche de l'intermédiation (nous nous écartons ici de Colwell et Davis, 1992), les revenus bancaires sont des marges, donc des revenus nets. Une autre justification revient à prendre comme référence le taux du marché monétaire et les opérations interbancaires pratiquées sur ce marché (Chauveau et Couppey, 2000). D'un côté, la banque ayant le choix entre octroyer un crédit ou prêter sur le marché interbancaire, le revenu d'un crédit découle de l'excès du taux débiteur par rapport au taux du marché monétaire. D'un autre côté, la banque ayant le choix entre recueillir un dépôt ou emprunter sur le marché interbancaire, le revenu d'un dépôt dérive de l'excès du taux du marché monétaire sur le taux créditeur. De la sorte, le revenu total issu des activités de crédits et de dépôts est la somme des deux revenus susdits et donc la différence entre le taux débiteur et le taux créditeur, c'est-à-dire la marge bancaire ou le revenu net ! Nous verrons plus loin combien notre adoption des revenus nets (du PNB) au détriment des revenus bruts est à l'origine de résultats divergeant sensiblement de ceux obtenus auparavant dans la littérature.

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.

Indicateurs du 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 négligeables 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 (2000) et Fernández de Guevara et *al.* (2002), nous avons donc simplement divisé les dépenses de personnel par le total du bilan (ACT).

Cette dernière variable mérite également d'être discutée comme indicateur d'activité en lieu et place de la quantité de personnel. Il apparaît en effet que cette variable est excessive car l'emploi du personnel est plus en relation avec les activités traditionnelles d'intermédiation (crédits et dépôts) qu'avec les activités sur les marchés, et notamment sur le marché interbancaire. Ceci conduirait à préconiser de diviser les dépenses de personnel par la moyenne des encours de dépôts et de crédits, ce que nous ne manquerons pas de faire au vu de la facilité de l'opération. Néanmoins, celle-ci conduit à ignorer le personnel mobilisé sur les opérations de bilan qui ne sont pas des crédits et des dépôts, mais aussi toutes celles qui sont inscrites au hors-bilan (*cf.* Boyd et Gertler, 1994, ou bien plus récemment Maudos et Perez, 2001, pour une solution à ce problème) et également toutes celles dont la banque n'est pas contrepartie, mais qui mobilisent une partie de son personnel, et ceci de plus en plus, particulièrement pour compenser le déclin des activités traditionnelles d'intermédiation ; on pense en particulier à l'assurance-vie et non vie ainsi qu'à la gestion d'actifs (*cf.* Boutillier, Pansard et Quéron, 2002). Au total, par son caractère médian et par sa simplicité, on se dit que le total du bilan n'est pas forcément le plus mauvais des indicateurs.

Variable AFG : définie comme le rapport des autres frais généraux, c'est-à-dire les 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 AFG 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 AFG est donc similaire à la variable *other costs* de De Bandt et Davis (2000).

Variable CFI : 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, AFG et CMV, la division par le total de l'actif s'impose logiquement. Enfin notons que cette variable CFI 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 CMV : définie comme le rapport des commissions versées au total de l'actif.

Rappelons que les commissions constituent des produits facturés (y compris les produits relatifs à des créances affacturées) correspondant à la rémunération de services financiers ou bancaires fournis à des tiers, à l'exception des commissions ayant le caractère d'intérêts. Cette variable constitue une mesure de l'engagement généralement croissant des banques dans des activités de services financiers ou bien sur les marchés financiers, activités qui sont souvent 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). Il y a une grande parenté entre les variables AFG et CMV, la première traduisant notamment l'acquisition par les banques de services non financiers (ou l'externalisation d'activités de services non financiers) tandis que la seconde traduirait surtout l'acquisition par les banques de services bancaires et financiers (ou l'externalisation d'activités de services bancaires et financiers).

Deux observations doivent enfin être formulées sur cette variable CMV. D'une part, elle est construite symétriquement aux variables précédentes (CSA, AFG et CFI) puisque les commissions versées sont rapportées au total du bilan en l'absence d'indicateur de volume plus pertinent. D'autre part, cette variable CMV ne figurait pas dans l'étude de De Bandt et Davis (2000) ; il s'agit donc d'une originalité de notre étude, mais elle doit être nuancée par le fait que la contribution de cette variable reste quantitativement limitée.

Avant d'envisager les autres variables, rappelons que nos choix nous ont conduits 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 ». Ce choix est analogue à celui qui nous a conduits à diviser le PNB par ce même total de l'actif. Il s'agit là d'un point particulièrement délicat de notre travail puisque cet indicateur de l'activité bancaire est excessif en incluant l'activité sur le marché interbancaire, qui peut être perçue comme une « consommation intermédiaire » et donc exclue de l'activité proprement dite, et en excluant totalement l'activité hors-bilan ou pour compte de tiers pourtant à l'origine d'une part croissante des revenus de nombreuses banques. Nous remédierons en partie à la première critique (prise en compte abusive de l'interbancaire) en substituant dans certains cas la moyenne des encours de crédits et de dépôts au total de l'actif. Quant à la deuxième critique (non prise en compte du hors-bilan et de l'activité pour compte de tiers), nous renvoyons à Maudos et Perez (2001) pour une alternative intéressante déjà proposée dans le cadre des estimations d'indice de Lerner.

Variables 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. Nous avons discuté ci-dessus du fait que cette variable est une description par excès, mais aussi par défaut de l'activité bancaire.

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).

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 (-).

Étant 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, l'annexe donne un certain nombre de statistiques descriptives concernant les variables qui viennent d'être discutées.

Nous proposons d'élaborer les tests économétriques à partir des deux 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^{ère} spécification : équation de revenu :

$$\begin{aligned} \text{LPNB}_{it} = & a_0 + a_1 \text{LCSA}_{it} + a_2 \text{LCFI}_{it} + a_3 \text{LAFG}_{it} + a_4 \text{LCMV}_{it} \\ & + a_5 \text{LACT}_{it} + a_6 \text{LCDT}_{it} + a_7 \text{LDEP}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

2^{ème} spécification : équation de prix :

$$\begin{aligned} \text{LRT}_{it} = & a_0 + a_1 \text{LCSA}_{it} + a_2 \text{LCFI}_{it} + a_3 \text{LAFG}_{it} + a_4 \text{LCMV}_{it} \\ & + a_5 \text{LACT}_{it} + a_6 \text{LCDT}_{it} + a_7 \text{LDEP}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

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 (2000) ont adopté la suivante, en éliminant parfois en outre la variable LACT. De fait, les seules différences entre les deux 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 le faire mais nous avons tout de même également mené à bien les tests sans cette variable et vérifié que cette élimination ne portait pas à conséquence (notable) sur nos résultats concernant H .

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. Afin d'observer la stabilité de nos résultats et d'analyser la contribution des différentes dimensions (individuelle et temporelle), nous avons recours à différents estimateurs (moindres carrés ordinaires, *between*, *within* et moindres carrés généralisés).

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'UEM sur la contestabilité du futur système bancaire européen¹⁵.



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. À titre de vérification, nous procéderons également à une partition égale de notre échantillon en deux sous-périodes disjointes : 1993-1996 et 1997-2000.

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. De l'examen des corrélations pour la période entière, mais également pour les sous-périodes, il ressort très généralement que les covariances sont finalement plutôt modestes, hormis pour les variables LCSA et LAFG ainsi que, dans une moindre mesure (et, de manière remarquable, particulièrement pour les banques commerciales), pour les variables LCSA, LAFG et LCMV. Cette corrélation n'est pas étonnante dans la mesure où l'usage des trois *inputs* est en partie lié, par exemple l'usage de personnels internes aux banques et de personnels externalisés dans des sociétés de services (financiers et non financiers). Prenant acte de la corrélation la plus universelle, nous instrumentons la seconde variable (LAFG) par la première (LCSA) pour extraire la tendance de LAFG qui est irréductible à celle de LCSA ; nous appelons le résidu obtenu LAFGINST et nous allons systématiquement l'utiliser en lieu et place de LAFG. Comme le pouvoir explicatif de LCMV semble plus incertain et beaucoup plus réduit que celui de LAFG, le coefficient de LCMV étant toujours de petite taille et parfois peu significativement différent de zéro, nous n'appliquons pas à LCMV le même traitement qu'à LAFG.

Le tableau n° 2¹⁶ montre les valeurs estimées de l'indice H sur l'ensemble de la période 1993-2000. Ce tableau présente seulement les résultats de la méthode des moindres carrés généralisés ; par contre, il présente les écarts type qui indiquent que l'indice H n'est jamais significativement différent de 1, ce qui amène d'une part à ne jamais rejeter l'hypothèse de concurrence parfaite et, d'autre part, à éliminer l'éventualité de valeurs « pathologiques » de l'indice H , c'est-à-dire de valeurs strictement supérieures à 1.

Tableau n° 2
Valeurs de la statistique H sur la période 1993-2000
avec les revenus nets (PNB)

	France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques commerciales	1,27 (0,250)	1,22 (0,200)	0,90 (0,212)	0,96 (0,119)
Banques MC et CE	0,93 (0,387)	0,88 (0,211)	0,85 (0,191)	0,74 (0,100)
Ensemble	1,32 (0,247)	1,18 (0,221)	0,92 (0,215)	0,91 (0,121)

NB : l'estimateur retenu est celui des MCG et les écarts type figurent entre parenthèses.

Les estimations de l'indice H les plus éloignées de 1, associées aux systèmes bancaires les moins concurrentiels, correspondent aux banques italiennes, prises dans leur ensemble ou non, et surtout aux secteurs mutualistes, quel que soit le pays considéré, mais particulièrement en Italie, en Allemagne et en Espagne. Le seul secteur susceptible de satisfaire l'hypothèse de concurrence monopolistique est, en fait, le secteur mutualiste espagnol. Rappelons que les secteurs que nous qualifions de mutualistes comprennent les caisses d'épargne.

Les résultats sont donc favorables à l'existence d'une situation de concurrence 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 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 suggère le tableau n° 3.

Il faut aussi noter que, contrairement à certaines études (*cf.* Molyneux et *al.*, 1994 ; De Bandt et Davis, 2000), nos travaux dégagent un coefficient de LCSA qui n'est jamais négatif et est même largement

positif, de même que les autres coefficients sont généralement positifs, sauf celui de LCMV qui est très souvent faiblement positif et parfois même négatif (mais toujours très faiblement).

Il est possible que la spécificité de nos résultats découle du choix des variables endogènes et exogènes, et notamment du choix de l'inclusion simultanée de LCMV et de LAFG (en fait LAFGINST) qui est originale. Dans la mesure où LCMV a un coefficient généralement beaucoup plus modeste et moins significatif que celui de LAFG, nous avons privilégié le test des deux spécifications avec l'élimination de LAFG des variables explicatives. Nos résultats 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 concret 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.

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

31

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
Maudos et Pérez (2001)	Espagne	1992-1999	Concurrence monopolistique
Bikker et Haaf (2002)	23 pays de l'OCDE (dont 17 États européens)	1991-1997	Concurrence monopolistique

Plus intéressant encore est l'examen des conséquences de notre choix au sujet de la variable endogène. En effet, contrairement aux travaux antérieurs, nous avons retenu une production correspondant à une marge d'intérêt généralisée, c'est-à-dire les recettes nettes (le PNB), plutôt que les recettes brutes comme l'ont notamment fait De Bandt et Davis (2000). Ainsi que l'indique le tableau n° 4, le choix des recettes brutes nous fait « rentrer dans le rang » : l'indice H est toujours plus faible que dans les résultats consignés dans le tableau n° 2 et surtout la faiblesse des écarts type est telle que l'hypothèse d'un indice égal à 1 et donc de concurrence parfaite est unanimement rejetée. Notre position, exposée dans la deuxième partie et s'appuyant notamment sur l'analyse de Chauveau et Couppey (2000), nous conduit cependant à plaider en faveur des résultats du tableau n° 2, tout en notant l'extrême sensibilité des résultats et la profonde divergence dans l'interprétation de ces derniers.

Tableau n° 4
Valeurs de la statistique H sur la période 1993-2000
avec les revenus bruts

	France	Allemagne	Italie	Espagne
Banques commerciales	0,51 (0,071)	0,46 (0,070)	0,60 (0,057)	0,61 (0,060)
Banques MC et CE	0,47 (0,074)	0,43 (0,068)	0,62 (0,061)	0,60 (0,063)
Ensemble	0,54 (0,072)	0,44 (0,060)	0,63 (0,060)	0,65 (0,061)

NB : l'estimateur retenu est celui des MCG et les écarts type figurent entre parenthèses.

D'un égal intérêt est l'examen des conséquences de notre choix concernant le diviseur des coûts salariaux et des autres frais généraux, choix justifié dans la deuxième partie comme le meilleur compromis. Nos résultats présentés jusque-là sont effectivement obtenus à partir de frais généraux divisés par le total du bilan, ce dernier étant utilisé comme approximation du nombre d'employés dans la mesure de l'indisponibilité de séries temporelles pour ce dernier indicateur. Comme l'ont notamment pratiqué De Bandt et Davis (2000), nous avons mis en œuvre des estimations en retenant une division par la moyenne des encours de crédits et de dépôts. Une telle spécification alternative nous fait également « rentrer dans le rang » : l'indice H est toujours plus faible que dans les résultats consignés dans le tableau n° 2 et surtout les écarts type sont tels que l'hypothèse de concurrence parfaite est unanimement rejetée. Pour autant, contrairement à nos prédécesseurs, nos estimations



conduisent à des coefficients certes bien plus faibles que ceux qui sont derrière les résultats du tableau n° 2, mais toujours positifs.

Des tests complémentaires¹⁷ nous autorisent à constater la très faible évolution des résultats entre la sous-période 1993-1998 et la sous-période 1995-2000 ainsi qu'entre la sous-période 1993-1996 et la sous-période 1997-2000. Ils vont 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 de concurrence très légèrement plus monopolistique de l'activité bancaire en Italie.

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. De manière remarquable, son introduction n'affecte pas beaucoup, à la baisse, l'indice H de Panzar et Rosse. Il s'agit donc d'une preuve supplémentaire de la robustesse de nos résultats.

D'une manière générale, on peut résumer ce timide essai d'analyse de l'évolution temporelle de la concurrence bancaire dans les 4 grands pays de la zone euro par une conclusion de stabilité de cette concurrence, et plus précisément de maintien à un niveau élevé. L'interprétation peut en être que la diminution de la concurrence qui pourrait résulter du processus de concentration (par fusions et acquisitions, constitution de champions nationaux dans certains pays...) est en gros compensée par la diminution des barrières à l'entrée consécutive à l'unification monétaire et réglementaire dans l'Union européenne ainsi qu'à l'innovation dans les technologies de l'information et de la communication.

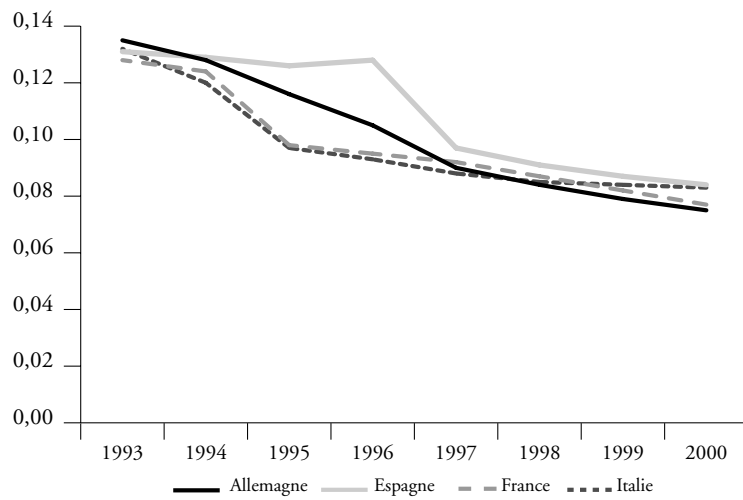
L'indice de Lerner

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).

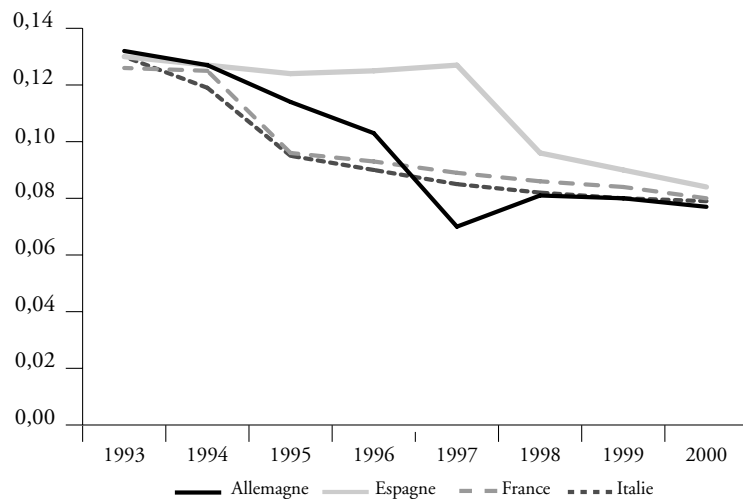
D'une façon générale, les résultats figurant dans les graphiques n°1 à 3 nous montrent une réduction sensible, dans toutes les configurations

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.

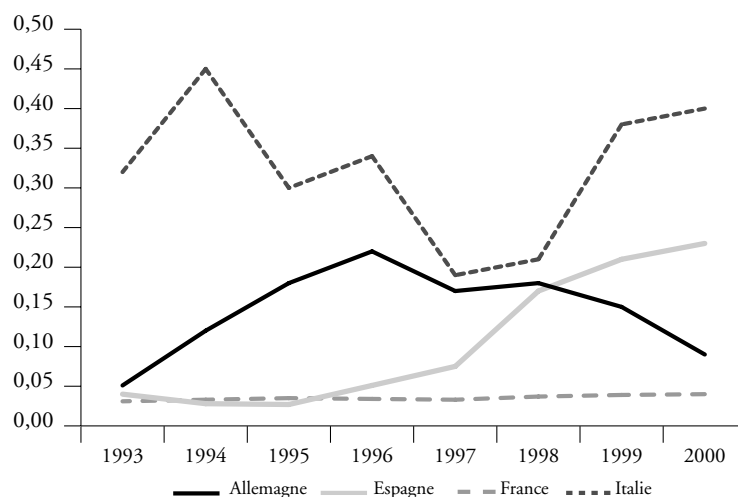
Graphique n° 1
Évolution du prix de l'« output » bancaire



Graphique n° 2
Évolution du coût marginal



Graphique n° 3
Évolution de l'indice de Lerner



Sources : Base de données Bankscope et calculs des auteurs.

Avant d'esquisser un commentaire du graphique n° 3, il est important de noter que les résultats obtenus sont très proches de ceux de Fernández de Guevara et *al.* (2002). Pourtant ces derniers ont travaillé sur 1992-1999 et surtout avec un échantillon tiré de *Bankscope* mais sans cylindrage ; de ce fait, leur échantillon est plus important que le nôtre avec un rapport variable qui, n'étant pas souvent très supérieur à 1, va cependant jusqu'à 4 dans le cas allemand. Les différences les plus sensibles correspondent à l'Allemagne et à l'Italie où les fluctuations sont plus fortes et le niveau plus élevé dans nos estimations, particulièrement pour l'Italie. Le « biais du survivant » induit par notre cylindrage doit être à l'origine de l'élimination de nombreux petits établissements hors de notre échantillon et peut justifier ces niveaux élevés pris chez nous par l'indice de Lerner, les grands établissements étant plus en situation d'extorquer un certain pouvoir de marché.

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 exhibe en fin de période une croissance de l'indice de Lerner (rappelons qu'il s'agit de l'écart relatif entre le prix et le coût marginal). 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. À l'inverse, la France donne l'exemple d'une évolution parallèle du prix moyen et du coût marginal et donc d'une grande



stabilité du pouvoir de marché de ses banques ; il est vrai que la consolidation y a surtout procédé de la rationalisation des réseaux mutualistes et apparentés et peu de l'extension d'enseignes préexistantes par fusion ou par acquisition. Sur ces deux derniers pays, on relève que, si les évolutions s'interprètent facilement et sont corroborées par exemple par des analyses comme celles de European Central Bank (2000a), il n'en est pas de même pour les niveaux.

Pour les deux autres pays, l'Allemagne et l'Italie, 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 perceptibles en Italie par exemple, ne semblent donc pas avoir eu d'effet significatif au cours de la période sous revue. Il reste que l'émiettement apparent des structures bancaires, tel qu'il ressort des calculs de concentration effectués dans European Central Bank (2000a), est contredit par les niveaux relativement élevés¹⁸ de l'indice de Lerner pour l'Allemagne et l'Italie, ce qui peut s'interpréter comme le fait que, au niveau local, la concurrence est en pratique très limitée, les centaines de banques populaires et de caisses d'épargne ne se faisant pas de concurrence à ce niveau.

36

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 du graphique n° 3 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 considérés¹⁹.

En conséquence, les conclusions décrites par les études antérieures²⁰ 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 une vague importante de rapprochements (Ayadi *et al.*, 2002 ; European Central Bank, 2000a).

La création de l'UEM, et particulièrement l'introduction de l'euro, devrait sensiblement modifier les rapports de force et les conditions qui régissent les pratiques concurrentielles au sein des systèmes bancaires européens. Pourtant son impact 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 est l'apport d'une évaluation empirique supplémentaire de la situation concurrentielle des quatre principaux secteurs bancaires de la zone euro (l'Allemagne, l'Espagne, la France et l'Italie) entre 1993 et 2000.

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. Ces résultats ne cadrent pas complètement avec de nombreux travaux empiriques précédents en particulier car nous insistons sur les recettes nettes plutôt que brutes. 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 et les secteurs mutualistes. Cet indice de Lerner connaît sur la période 1993-2000 une croissance pour l'Espagne et une certaine stabilité pour les autres pays, particulièrement pour la France.

Par l'estimation de l'effet des prix des facteurs de production sur les revenus nets et par l'évaluation du comportement des marges bancaires et de leur évolution dans le temps, nos travaux confirmeraient l'idée selon laquelle le processus de libéralisation institutionnelle, technologique et fonctionnelle des systèmes financiers européens compenserait pour l'instant l'accroissement d'un pouvoir de marché dû aux facteurs suivants : 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 intrasectoriels (et cela, même si on a observé quelques opérations transfrontalières et/



ou intersectorielles ces dernières années) ; d'autre part, la résistance 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.

En considérant 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 question²¹.



ANNEXE
Tableau n° 5
Statistiques descriptives par catégorie d'établissement entre 1993 et 2000

Banques commerciales	Période d'étude : 1993 à 2000															
	MEAN			STD ERROR			MINIMUM			MAXIMUM						
	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
CFI	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
AFG	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
CMV	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

Banques MC et CEP	Période d'étude : 1993 à 2000															
	MEAN			STDERROR			MINIMUM			MAXIMUM						
	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
CFI	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
AFG	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
CMV	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
GDT	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



NOTES

1. Nous pensons notamment aux travaux de De Bandt et Davis (2000), Bikker et Haaf (2002), Corvoisier et Gropp (2002), Fernández de Guevara et al. (2002).
2. Car utilisant une information explicite sur la structure d'un marché.
3. Notamment Molyneux et al. (1994), Bikker et Groeneveld (2000), De Bandt et Davis (2000) ou Bikker et Haaf (2002).
4. On peut cependant noter que nos estimations sur données annuelles vont chercher à dégager implicitement des relations de long terme...
5. Voir par exemple Panzar et Rosse (1987) et Vesala (1995) pour la formalisation de la statistique H.
6. Voir Colwell et Davis (1992) pour une présentation des principales approches de la mesure de l'*output* bancaire.
7. Voir par exemple European Central Bank (2000b) sur la structure des revenus de l'industrie bancaire européenne pour justifier cette observation.
8. Et particulièrement le secteur bancaire ces dernières années ; nous nous référons notamment aux travaux de Shaffer (1993), Maudos et Pérez (2001) ou bien Fernández de Guevara et al. (2002).
9. Voir Freixas et Rochet (1997) pour une exposition des différents modèles de base.
10. Voir Monti (1972) et Klein (1971) pour une formalisation du modèle.
11. Nous renvoyons le lecteur intéressé au 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).
12. La même expression est obtenue en définissant optimalement le prix au lieu de la quantité ; voir Freixas et Rochet (1997).
13. Cet *output* bancaire est approché différemment par Maudos et Perez (2001) grâce à une fonction de l'actif total et de la structure des revenus dans une tentative de tenir compte de la totalité et de la diversité des activités générant des revenus bancaires.
14. Nous n'avons pas retenu le Royaume-Uni qui, de toute façon, ne fait pas partie de l'UEM car l'échantillon envisageable pour ce pays serait trop petit et trop peu diversifié (faiblesse des institutions non commerciales - *building societies* - subsistantes après l'important mouvement de démutualisation). Bhattacharya (2003) rencontre avec Bankscope un biais analogue dans le cas de l'Inde.
15. Cette période se caractérise aussi par des mouvements conjoncturels prononcés : récession au début et reprise marquée à la fin. Pour autant, nous supposons que nos fonctions de revenus et de coûts ne sont pas conditionnées par la conjoncture, les effets de cette dernière transitant uniquement par les variables exogènes de ces fonctions de revenus et de coûts (prix, taux d'intérêt).
16. Des tableaux plus détaillés et plus complets sont tenus à la disposition du lecteur intéressé.
17. Les tableaux détaillés de nos résultats sont tenus à la disposition du lecteur intéressé.
18. Nous avons vu plus haut que notre échantillonnage pouvait conduire à un biais à la hausse concernant l'indice de Lerner dans ces pays mais l'étude de Fernández de Guevara et al. (2002) conduit aux mêmes classements des pays (avec des niveaux en fin de période de 0,10 pour l'Allemagne, 0,15 pour l'Espagne et de 0,25 pour l'Italie).
19. OECD (1999) et European Central Bank (2000a) en sont les principales illustrations.
20. Comme celles de Corvoisier et Gropp (2002) ou de Fernández de Guevara et al. (2002).
21. Les travaux de Corvoisier et Gropp (2002) et de Fernández de Guevara et al. (2002) en sont quelques illustrations.

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.
- 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.
- BHATTACJARYA K. (2003), « How good is the BankScope database? A cross-validation exercise with correction factors for market concentration measures », *BIS Working Paper*, 133, September.
- 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. (2002), « Competition, concentration and their relationship: an empirical analysis of the banking industry », *Journal of Banking and Finance*, 26, 2191-2214.
- BOUTILLIER M., PANSARD F., QUERON A. (2002), « La place des banques dans la gestion de l'épargne financière des ménages : y aurait-il un modèle européen ? », *Lettre économique*, Caisse des dépôts et consignations, février, n° 137.
- BOUTILLIER M., QUERON A. (2000), « Les commissions perçues par les établissements de crédit en Europe », *Épargne 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.
- CHAUVEAU T., COUPPEY-SOUBEYRAN J. (2000), « Les banques françaises de réseaux n'ont pas de problèmes majeurs d'inefficacité productive : une application de la technique d'enveloppement des données », *Revue Économique*, 51 (6).
- 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. (2002), « Bank concentration and retail interest rates », *Journal of Banking and Finance*, 26, 2155-2189.
- 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.
- EHRMANN M., GAMBACORTA L., MARTINEZ PAGÉS J., SEVESTRE P., WORMS A. (2001), « Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area », *ECB Working Papers*, 105, December.
- 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*, Paris.
- 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, Paris.
- 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'ÉCONOMIE 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'Économie Politique et de Statistique*, 135, 21-40.
- SHAFFER S. (1982), « A non-structural test 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.