



# Rentabilité bancaire et taux d'intérêt de marché: Une application aux principaux systèmes bancaires européens sur la période 1988-1995

Daniel Goyeau, Alain Sauviat, Amine Tarazi

## ► To cite this version:

Daniel Goyeau, Alain Sauviat, Amine Tarazi. Rentabilité bancaire et taux d'intérêt de marché: Une application aux principaux systèmes bancaires européens sur la période 1988-1995. *Revue d'Economie Politique*, Dalloz, 2002, 112 (2), pp.275-291. hal-00794499

HAL Id: hal-00794499

<https://hal-unilim.archives-ouvertes.fr/hal-00794499>

Submitted on 13 Nov 2014

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

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

**Rentabilité bancaire et taux d'intérêt de marché :**  
**une application aux principaux systèmes bancaires européens**  
**sur la période 1988-1995<sup>†</sup>**

Daniel Goyeau\*

Alain Sauviat\*\*

Amine Tarazi\*\*

\* Professeur à l'Université de Poitiers, GRIEF  
Faculté de Sciences Economiques  
93, avenue du Recteur Pineau - 86022 Poitiers  
E-mail : Aubin@cri.univ-poitiers.fr

\*\*Professeurs à l'Université de Limoges, CRMM  
Faculté de Droit et de Sciences Economiques  
4, place du Présidial - 87031 Limoges Cedex  
E-mail : Sauviat@unilim.fr, Tarazi@unilim.fr

---

<sup>†</sup> Cet article (mars 1998) reprend une communication présentée au colloque du GDR Monnaie et Financement (Orléans, juin 1997) dont les auteurs remercient les participants pour leurs remarques constructives. Les auteurs remercient également les rapporteurs anonymes de la Revue d'Economie Politique pour leurs précieuses suggestions.

## Résumé

Rentabilité bancaire et taux d'intérêt de marché :  
une application aux principaux systèmes bancaires européens sur la période 1988-1995

Dans cet article, on examine le lien entre la rentabilité bancaire et les taux d'intérêt de marché à partir d'une étude des principaux systèmes bancaires européens sur la période d'harmonisation de la réglementation prudentielle préalable à l'unification monétaire. A partir d'un modèle d'ajustement global des flux de recettes et de coûts bancaires aux conditions de taux d'intérêt de marché (niveau, structure par terme et volatilité des taux d'intérêt), on met en évidence la maturité implicite des actifs et des engagements. L'estimation pour 7 pays européens de ce modèle sur données bancaires individuelles fait apparaître la diversité des réponses des systèmes bancaires aux évolutions des taux d'intérêt, en particulier dans le cas de ceux de l'Europe du Sud, ce qui peut poser problème dans le cadre de la définition par la BCE d'une politique monétaire commune pour venir en aide à des systèmes bancaires en difficultés.

## Mots-clés

Rentabilité bancaire, taux d'intérêt, Europe

## Summary

Bank Profitability and market interest rates :  
an analysis of major european banking systems

This paper deals with the link between market interest rates and bank profitability for EU countries in the context of convergence towards a single currency and standardization of prudential regulation. A model of bank income and cost adjustment to changes in market interest conditions (level of interest rates, term structure and volatility) is presented in which the implicit maturity of assets and liabilities can be revealed. The results obtained by running the model on individual bank data for 7 european banking systems show different responses to interest rate shocks particularly in the case of southern european countries which cast doubts on the capability of the ECB to design a joint monetary policy that prevents individual banking systems crisis.

## Key words

Bank profitability, Interest rates, Europe

## 1. Introduction

Si l'étude de l'influence des taux d'intérêt sur les résultats bancaires occupe depuis longtemps une place importante dans la littérature économique et financière (depuis au moins la célèbre conclusion de Samuelson sur l'impact positif d'une hausse des taux (1945)<sup>1</sup>), l'unification européenne et la mise en place de la monnaie unique appellent un nouvel éclairage de la question. De façon générale, il devient nécessaire d'appréhender les conséquences, dans le cadre d'une politique monétaire commune, des variations des taux d'intérêt sur les résultats des intermédiaires financiers au sein des différents pays de l'union.

Plus particulièrement, une préoccupation importante tient à la déréglementation financière caractérisée par une concurrence accrue des systèmes financiers et la restructuration de l'industrie bancaire. Dans ce contexte la rentabilité des banques ne peut qu'attirer l'attention particulière des autorités de politique économique. Sous cet angle, la menace accrue d'une défaillance du système bancaire à remplir sa fonction de financement, ainsi que le risque de voir se propager des faillites en chaîne aux répercussions réelles bien connues (risque de système) ont conduit au renforcement du filet de sécurité imposé aux banques. L'harmonisation internationale et avant tout européenne des conditions d'exercice de l'activité bancaire, en particulier de la réglementation prudentielle, doit donc contribuer à accroître la concurrence dans l'industrie bancaire tout en la préservant des risques d'instabilité. S'il est essentiel d'exercer ce contrôle direct du risque de défaillance des banques, il est aussi nécessaire de s'interroger sur la possibilité d'un contrôle indirect en comparant l'évolution des performances bancaires et des variables relevant du champ d'action des autorités monétaires, c'est à dire en repérant les éventuelles différences dans les réactions des résultats bancaires face à l'évolution des taux d'intérêt et à la déformation de leur structure par terme.

Par ailleurs, les évolutions contrastées observées au cours des années 90 dans les résultats bancaires à l'échelle européenne mais aussi internationale, dans un contexte de diminution des taux d'intérêt ainsi que de rétablissement de la hiérarchie entre taux courts et taux longs (voir annexe), relancent le débat sur les différences structurelles d'un système à l'autre. En particulier, les performances médiocres du système bancaire français au milieu des années 90 s'opposaient à la progression rapide et conséquente des rentabilités des banques

---

<sup>1</sup> "The banking system as a whole is immeasurably helped rather than hindered by an increase in interest rates, [...], and commercial banks would profit more than savings banks", voir Bordes, Goyeau et Sauviat (1990) pour un état de la question après la contribution séminale de Samuelson.

anglo-saxonnes. Si l'évolution des marges d'intérêt et des rentabilités est le plus souvent de même sens, on a pu cependant observer des mouvements contraires, comme par exemple au Royaume-Uni (diminution des marges et amélioration de la rentabilité) ainsi qu'au Japon (augmentation des marges et détérioration de la rentabilité). Dans un environnement international où les marchés des capitaux, et en particulier ceux de taux d'intérêt, sont fortement intégrés, le problème de l'impact des taux d'intérêt sur les bilans et résultats bancaires se pose avec d'autant plus d'acuité.

L'objet de cet article est d'évaluer, sur le plan empirique, le lien entre les résultats bancaires et les taux d'intérêt pour un certain nombre de pays de l'Union (Allemagne, France, RU, Italie, Espagne, Danemark, Belgique) en confrontant les résultats obtenus aux cas des USA et du Japon<sup>2</sup>. La période étudiée (1988-1995), marquée par une forte variabilité des taux avec une hausse de début de période suivie d'une rapide décrue et accompagnée d'un rétablissement de la hiérarchie des taux, rend particulièrement pertinent ce type d'analyse.

Après avoir soulevé les difficultés et limites qu'il y a à appréhender le lien taux d'intérêt - résultats à l'aide des méthodes statiques courantes, on est conduit à adopter un modèle global d'ajustement des produits et des coûts bancaires aux taux d'intérêt qui permet de dériver les maturités implicites de l'actif et du passif bancaires. La prise en compte simultanément du niveau des taux, de leur structure par terme et de leur volatilité permet de révéler les stratégies d'allocation de portefeuille des banques sous contrainte des décisions de portefeuille antérieures, contrainte qui transparaît dans l'inertie de leur bilan. Ce modèle fait ensuite l'objet d'une estimation économétrique sur des échantillons qui incluent les principales banques commerciales de chaque pays (en données individuelles) afin de repérer d'éventuelles spécificités des systèmes bancaires nationaux.

## **2. L'évaluation du lien résultats bancaires/taux d'intérêt**

---

<sup>2</sup> Cet article prolonge un travail précédent (Goyeau, Sauviat et Tarazi (1998)) en étendant, d'une part, la méthode d'analyse (par le recours explicite à la structure par terme des taux) et d'autre part, le champ de l'étude aux systèmes bancaires européens. On ne rappelle pas ici les différents canaux théoriques de transmission entre les taux d'intérêt (niveau, structure par terme, volatilité) et les performances bancaires et l'on privilégie l'évaluation empirique de la relation.

La littérature financière abonde de techniques d'évaluation de l'effet d'une variation des taux d'intérêt sur les résultats bancaires. Ces méthodes sont cependant difficiles (voire impossibles) à exploiter en pratique et reposent sur des hypothèses restrictives. Un bref rappel et critique des méthodes existantes nous amène à proposer une extension d'un modèle alternatif proposé par Flannery(1983).

## **2.1 Les méthodes traditionnelles**

La relation entre les performances bancaires et l'évolution des taux d'intérêt<sup>3</sup> peut être estimée de différentes manières. Les méthodes d'évaluation du risque d'intérêt par le calcul des impasses comptables ou des durations de l'actif et du passif nécessitent un ensemble d'informations sur la dimension temporelle des actifs et des passifs difficilement accessible (voir Bierwag (1987) pour une présentation détaillée des modèles de duration). Elles présentent aussi des inconvénients qui sont bien connus, liés à l'exigence d'émettre des hypothèses arbitraires sur les actifs et les engagements à durée indéterminée, ainsi qu'au problème posé par la prise en compte des options cachées et du hors-bilan.

Face à ces difficultés, une autre approche privilégie une estimation par le marché de la relation taux d'intérêt-performance bancaire dans la lignée des travaux en particulier de Booth et Officer (1985), et Bessler et Booth (1994). Sous cet angle et sous l'hypothèse d'efficience des marchés, toute variation de la valeur de la banque consécutive à un mouvement des taux d'intérêt reflète l'impact de ce mouvement sur la somme actualisée de ses flux de revenus (nets) futurs anticipés. Cependant, au-delà de sa principale limite liée à l'hypothèse d'efficience des marchés, cette analyse bute sur la contrainte du nombre encore relativement faible de banques cotées sur les marchés boursiers de notre échantillon de pays.

L'ensemble de ces difficultés (données de bilans ou informations de marché) conduit à privilégier l'exploitation des comptes de résultats. Une démarche possible consiste à appréhender économétriquement le lien entre un indicateur de rentabilité ou de résultat et une série de variables faisant état du niveau des taux d'intérêt, de leur structure par terme ainsi que de leur volatilité. Cela revient à tester un modèle statique où on suppose qu'une variation des taux d'intérêt qui transite par l'actif (les emplois) et le passif (les ressources), autrement dit

par la marge, transparaît de façon immédiate dans le compte de résultat, ou tout au moins avec des délais d'ajustements relativement courts. Ce type d'approche paraît particulièrement critiquable lorsque l'analyse du lien taux d'intérêt-performance concerne des banques voire des intermédiaires financiers au sens large qui détiennent des avoirs et des engagements de maturité différente. En particulier, on ignorerait là le rôle de transformation (de maturité) opéré par ces institutions sur les marchés financiers en ne retenant que l'effet direct exercé sur les produits et coûts (effet prix) et en négligeant l'effet indirect induit par les réallocations de l'actif et du passif (effet quantité).

## 2.2 Un modèle d'ajustement global des flux de recettes et de coûts

L'approche retenue a pour objectif une estimation globale de l'impact des variations de taux d'intérêt sur l'activité bancaire en permettant de mesurer la vitesse de réallocations de portefeuille des banques et l'effet de ces réallocations sur leur performance. La méthode utilisée a l'avantage de n'exiger que les comptes de résultats bancaires. Elle adapte et prolonge, en intégrant la structure par terme des taux d'intérêt, celle employée par Flannery (1981, 1983).

Il s'agit de mesurer les vitesses d'ajustement des produits et des coûts en réponse à une variation des taux d'intérêt. Un ajustement immédiat des deux cotés du bilan traduit une immunisation parfaite de la banque. Plus ces ajustements sont lents, plus les durations effectives des actifs et des passifs seraient élevées. Pour estimer ces délais d'ajustements, on peut décomposer les produits (coûts) globaux d'une période donnée en deux séries de flux. Les premiers sont issus du portefeuille d'actifs (engagements) nouveaux et reflètent les conditions courantes du marché. Les seconds sont issus du portefeuille d'actifs (engagements) anciens et ne reflètent les conditions courantes que pour la part des actifs (engagements) arrivés à échéance et renouvelés et la part des actifs (engagements) à taux flottants (variables ou révisables). Les conditions courantes du marché sont synthétisées par le niveau, la structure et la volatilité des taux d'intérêt. On peut donc écrire le modèle à la période  $t$  sous la forme suivante :

$$TX_{i,t} = X_{i,t}^- + X_{i,t}^+ \quad i = 1 \text{ pour les produits, } i = 2 \text{ pour les coûts} \quad (1)$$

---

<sup>3</sup> Pour un exposé plus détaillé des différentes méthodes voir Tarazi (1996)

où TX, les produits (coûts) globaux sont décomposés en  $X^-$  et  $X^+$ , c'est-à-dire les produits (coûts) issus des actifs (engagements) respectivement anciens et nouveaux.

Les produits (coûts) reflétant les conditions courantes du marché (repérés par une \*) peuvent être exprimés sous une forme linéaire :

$$X_i^* = f_i(r_t, s_t, \sigma_t, Z_i) = (\omega_{1,i}r_t + \omega_{2,i}s_t + \omega_{3,i}\sigma_t)Z_i \quad (2)$$

où  $r$  est le taux d'intérêt courant du marché,  $s$  est le spread courant taux long - taux court,  $\sigma$  est la volatilité du taux d'intérêt du marché,  $Z_i$  est le montant des actifs (engagements) concernés.

Par ailleurs, puisque les actifs (engagements) anciens ne s'ajustent que partiellement aux nouvelles conditions du marché, on peut écrire :

$$X_{i,t}^- - TX_{i,t-1} = \lambda_i (X_{i,t}^{-*} - TX_{i,t-1}) \quad (3)$$

où  $\lambda_i$  est la vitesse d'ajustement du portefeuille aux conditions courantes du marché et  $X_{i,t}^{-*}$  représente les produits (coûts) obtenus si les conditions courantes du marché s'appliquaient à l'intégralité TZ des actifs (engagements) anciens :

$$X_{i,t}^{-*} = f_i(\dots, TZ_{i,t-1})$$

Enfin, l'investissement des nouveaux actifs (engagements) aux conditions courantes du marché implique :

$$X_{i,t}^+ = X_{i,t}^{+*} = f_i(\dots, \phi \Delta TZ_{i,t}) \quad (4)$$

où  $\phi$ ,  $0 \leq \phi \leq 1$ , est un paramètre reflétant le fait que l'accroissement  $\Delta TZ$  du bilan est en fait progressif sur la période (en temps discret).

En combinant (2), (3), (4) dans (1) et en rapportant au total  $TZ_{t-1}$  du bilan de la période précédente, il vient l'expression de la rentabilité de l'actif ( $i=1$ ) et du coût du passif ( $i=2$ )<sup>4</sup> :

$$\frac{TX_{i,t}}{TZ_{t-1}} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} \frac{TX_{i,t-1}}{TZ_{t-1}} + \alpha_{2,i}r_t + \alpha_{3,i}s_t + \alpha_{4,i}\sigma_t + \alpha_{5,i}r_t \frac{\Delta TZ_t}{TZ_{t-1}} + \alpha_{6,i}s_t \frac{\Delta TZ_t}{TZ_{t-1}} + \alpha_{7,i}\sigma_t \frac{\Delta TZ_t}{TZ_{t-1}} \quad (5)$$

où  $\alpha_{1,i} = 1 - \lambda_i$ ,  $\alpha_{j,i} = \lambda_i \omega_{j,i}$  pour  $j = 2$  à  $4$ ,  $\alpha_{j,i} = \phi \omega_{j,i}$  pour  $j = 5$  à  $7$  et  $\alpha_{0,i}$  est une constante

<sup>4</sup> S'il n'y avait que des produits et des coûts financiers, il s'agirait respectivement d'un taux d'intérêt implicite de l'actif ( $i=1$ ) et d'un taux d'intérêt implicite du passif ( $i=2$ ). Si l'on incorpore également des produits et des coûts non financiers, cela revient à normer l'ensemble des produits et des coûts par la taille du bilan.



introduite pour prendre en considération les éléments fixes ( i.e. indépendants des conditions du marché) des produits (coûts) bancaires.

L'équation (5) permet d'estimer les vitesses d'ajustement (supposées constantes) par  $\lambda_i = 1 - \alpha_{1,i}$ . L'ajustement est immédiat si  $\alpha_{1,i} = 0$ , les nouvelles conditions du marché s'appliquent à l'intégralité des actifs (engagements) et les produits (coûts) bancaires sont donc indépendants d'une période à l'autre. En revanche, si  $\alpha_{1,i} = 1$ , les produits (coûts) bancaires ne diffèrent d'une période à l'autre qu'en fonction de l'augmentation de la taille du bilan. De la vitesse d'ajustement, on en déduit la maturité implicite des actifs (engagements) :  $(1 - \lambda_i)/\lambda_i = \alpha_{1,i}/(1 - \alpha_{1,i})$ .

L'équation (5) peut également être estimée sous la même forme en retenant comme variable expliquée et retardée le profit, c'est à dire  $TX_3 = TX_1 - TX_2$  (les coefficients relatifs à cette 3<sup>ème</sup> équation seront repérés par l'indice  $i = 3$ ).

### 3. Estimation et résultats du modèle d'ajustement

Les trois équations de produits  $TX_1$ , de coûts  $TX_2$  et de résultat  $TX_3$  issues de l'équation (5) ont été estimées sur données annuelles en pooling pour différents systèmes bancaires européens et, à titre comparatif, américain et japonais sur la période 1988-1995<sup>5</sup>.  $TX_1$  est mesuré par l'ensemble des recettes de la banque (produits financiers et non financiers),  $TX_2$  par l'ensemble des coûts y compris les dépenses de personnel et les provisions. La variable de profit  $TX_3$  est mesuré par la différence entre  $TX_1$  et  $TX_2$ , ce que l'on appellera ici résultat net et qui peut être assimilé au bénéfice avant impôt.  $TZ$  est mesuré par l'ensemble du bilan, y compris l'interbancaire<sup>6</sup>. Pour rendre compte de la diversité des systèmes bancaires européens, nous avons retenu dans notre échantillon des systèmes de taille et de conditions d'exercice de l'activité bancaire différentes. Ces dernières résultent d'un double jeu concurrentiel sur la période étudiée :

---

<sup>5</sup> Pour le Japon, l'exercice comptable court du 1<sup>er</sup> avril au 31 mars.

<sup>6</sup> Les produits et les coûts intègrent ceux liés au hors-bilan mais c'est le bilan qui mesure la taille de l'activité afin de déterminer l'indicateur habituel de rentabilité de l'actif.

- d'une part, de l'intensité de la concurrence exercée par les marchés financiers, intensité liée à leur degré de développement et aux régimes fiscaux en vigueur qui peuvent être très favorables au financement intermédié comme en Allemagne ou en Espagne<sup>7</sup>. Notons aussi que, au-delà du degré de développement des marchés financiers, la forme de la structure des taux peut affecter les conditions de concurrence des marchés financiers. En Espagne, notamment, "les taux de marchés, en particulier sur les compartiments à long terme de la courbe des taux, sont fortement majorés par une prime de risque demandée aux opérateurs en raison de l'instabilité de la peseta et du niveau généralement élevé de l'inflation. (...) Aussi, l'abondance des ressources traditionnelles (les dépôts) permet aux banques d'offrir à leurs clients des conditions de taux plus favorables" (Moëc (1995)).

- d'autre part, de l'intensité de la concurrence au sein même du système bancaire largement liée à des facteurs réglementaires. Or, si tous les pays européens ont engagé un processus de restructuration de leur système bancaire, il est clair qu'ils n'en sont pas tous au même stade : alors que certains sont en phase terminale (comme le Royaume-Uni), d'autres en sont à un degré moins avancé (comme l'Espagne ou l'Italie<sup>8</sup>).

Aussi, pour rendre compte de la diversité des systèmes bancaires européens, nous avons retenu dans notre échantillon les systèmes allemand, français, britannique, italien, espagnol, belge et danois<sup>9</sup>. Les séries statistiques sur banques individuelles sont issues de la base de données bancaires internationale Bankscope de l'agence de notation londonienne Fitch-IBCA qui offre, dans la mesure du possible, une présentation comptable harmonisée. Seules les banques commerciales sont prises en compte dans l'analyse pour répondre, tant bien que mal, à un souci d'homogénéité compte tenu de la diversité des systèmes bancaires étudiés. Après sélection des banques pour lesquelles figurent toutes les statistiques nécessaires à l'estimation, on constitue des échantillons de 69 banques allemandes, 106 françaises, 53

---

<sup>7</sup> Voir Buonomo (1996) pour une présentation du système allemand et Moëc (1995) pour celle du système italien.

<sup>8</sup> où le double processus de déségmentation du secteur bancaire et de développement des marchés financiers n'est enclenché que depuis le début des années 1990 (voir Moëc (1995) et (Moëc (1996) pour davantage de précisions).

<sup>9</sup> Les systèmes grec et portugais notamment auraient mérité aussi une analyse, mais par manque de données bancaires, nous avons été contraints d'y renoncer.

britanniques, 42 italiennes, 61 espagnoles, 21 belges, 18 danoises, ainsi que 153 américaines et 81 japonaises<sup>10 11</sup>.

Etant donné qu'une ou plusieurs variables explicatives communes ont pu être omises dans les trois équations, il est possible que les résidus des différentes équations soient corrélés. Par conséquent, les trois équations ont été estimées simultanément à l'aide de la méthode SURE (Seemingly Unrelated Regressions Estimator).

L'effet du niveau des taux d'intérêt est mis en évidence à l'aide du taux d'intérêt à un an alors que celui de la structure des taux l'est à l'aide de l'écart entre le taux à dix ans et le taux de l'argent au jour le jour. Il s'agit de taux de marché calculés comme une moyenne annuelle de taux mensuels de début de mois, généralement sur les eurodevises. Les résultats obtenus en considérant d'autres taux d'intérêt ne sont pas significativement différents. Par ailleurs, le niveau des taux et la pente de la structure des taux présentant un degré de corrélation élevé pour certains pays (notamment lorsque la repentification de la structure est le seul résultat de la baisse des taux courts), les estimations ont été réalisées en orthogonalisant systématiquement ces variables<sup>12</sup>. Les volatilités du taux d'intérêt à un an sont calculées simplement comme l'écart-type des 12 taux mensuels de début de mois.

Comme notre analyse a pour objectif de déterminer la part des anciens actifs (engagements) qui s'ajuste aux nouvelles conditions de marché mais aussi la contribution des nouveaux actifs (engagements) nets aux résultats bancaires, se pose le problème de l'interprétation de la croissance des bilans lorsque celle-ci ne provient pas de la création d'emplois (engagements) nouveaux (fusions, acquisitions...). Afin de limiter toute erreur d'interprétation (si le bilan croît d'un montant d'actifs (engagements) de long terme négocié à des conditions antérieures, l'inertie de celui-ci peut au contraire s'en trouver augmentée) nous

---

<sup>10</sup> Cependant, certaines données relatives essentiellement aux plus petites banques sont parfois manquantes en début de période, ce qui explique que les régressions effectuées ne portent pas systématiquement sur le même nombre d'observations, selon l'ajustement pris en compte.

<sup>11</sup> S'il est vrai que la BRI identifie en 1994 un nombre bien plus élevé de banques commerciales dans chacun de ces pays (408 en Allemagne, 427 en France, 489 au Royaume-Uni, 256 en Italie, 165 en Espagne, 147 en Belgique, 10361 aux USA, 150 au Japon), on peut considérer que nos échantillons contiennent les banques les plus grandes et sont donc bien susceptibles de convenir à l'étude de l'impact de la politique monétaire sur l'ensemble des systèmes bancaires nationaux.

<sup>12</sup> L'échantillon ne couvrant que huit années, l'orthogonalisation a été réalisée sur données mensuelles.

avons exclu de notre échantillon toutes les banques dont l'actif a varié de plus de 50% sur une année.

L'analyse du pouvoir explicatif du modèle permet une double distinction (tableaux 1, 2 et 3) :

- les produits et les coûts bancaires sont mieux expliqués que le résultat net; la différence la plus significative concerne les banques britanniques et les exceptions, les banques françaises et belges;

- les produits, les coûts et le résultat net bancaires sont mieux expliqués pour les banques des trois grands pays européens (et des USA et du Japon) que pour les autres, constat que l'on peut vraisemblablement relier à la plus forte marchandisation de l'activité bancaire dans ces économies.

**Tableau 1** : Ajustement des produits (1), des coûts (2) et des résultats (3) aux taux d'intérêt Allemagne, France et RU

	Allemagne			France			RU		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
C	-0.0064 (-0.01)	-0.1147 (-0.26)	0.2230 (1.90)	<b>-4.2002</b> (-5.98)	<b>-3.4197</b> (-5.99)	<b>-0.5413</b> (-2.51)	<b>1.8741</b> (3.54)	0.0134 (0.02)	<b>2.6813</b> (4.26)
Retard	<b>0.7642</b> (31.95)	<b>0.7641</b> (32..36)	<b>0.7138</b> (23.43)	<b>0.8801</b> (69.56)	<b>0.8693</b> (56.39)	<b>0.8370</b> (45.12)	<b>0.7973</b> (26.29)	<b>0.7247</b> (18.56)	<b>0.5088</b> (8.98)
Taux 1 an	<b>0.2487</b> (4.65)	<b>0.2593</b> (5.00)	-0.0235 (-1.56)	<b>0.5880</b> (8.54)	<b>0.5256</b> (9.66)	<b>0.0596</b> (2.72)	<b>0.3399</b> (6.47)	<b>0.3627</b> (4.33)	-0.0003 (-0.00)
Spread	<b>0.1492</b> (3.29)	<b>0.1631</b> (3.70)	-0.0116 (-0.92)	-0.1188 (-0.66)	-0.1803 (-1.33)	-0.0049 (-0.08)	<b>1.3422</b> (5.50)	0.6332 (1.61)	<b>0.7776</b> (2.54)
Volatilité	<b>0.9205</b> (2.98)	<b>0.8002</b> (2.68)	0.1427 (1.56)	0.2488 (0.58)	-0.1330 (-0.04)	0.2320 (1.64)	<b>-3.9623</b> (-5.79)	-0.9529 (-0.81)	<b>-3.0895</b> (-3.36)
(taux 1 an)*tcb	<b>0.5846</b> (3.89)	<b>0.5153</b> (3.56)	0.0839 (1.82)	<b>0.7223</b> (23.99)	<b>0.6467</b> (4.99)	0.0579 (0.91)	<b>0.5296</b> (1.98)	<b>1.8095</b> (3.52)	<b>-1.1773</b> (-2.88)
Spread*tcb	0.3785 (1.21)	0.4284 (1.41)	-0.0656 (-0.75)	-0.4969 (-0.44)	-0.2113 (-0.26)	-0.0246 (-0.06)	<b>-5.8903</b> (-5.03)	3.9055 (1.78)	<b>-9.5609</b> (-5.47)
Volatilité*tcb	1.0660 (0.46)	0.8592 (0.39)	-0.0306 (-0.04)	-0.9906 (-0.37)	-1.0091 (-0.53)	0.3928 (0.43)	5.9803 (1.93)	<b>-14.707</b> (-2.55)	<b>20.8515</b> (4.57)
R2	0.73	0.74	0.45	0.77	0.71	0.72	0.84	0.71	0.20
observations	314	314	344	522	586	515	176	150	148

( ) : t de student, les coefficients en gras sont significatifs au seuil 5%, tcb: taux de croissance du bilan ( $\Delta T Z / T Z$ ). Les variables explicatives simples concernent la réallocation des actifs et engagements venus à échéance et les variables explicatives croisées (multipliées par tcb) concernent l'impact lié à l'accroissement net des créances et dettes.

On notera que les coefficients qui traduisent la vitesse d'ajustement des produits, des coûts et des résultats nets bancaires sont toujours significatifs et inférieurs à un, en conformité avec les résultats attendus du modèle. Par ailleurs, on constate que les bilans des différents systèmes bancaires ne présentent pas la même inertie et on retrouve en grande partie la distinction précédente : les bilans des banques des trois grands pays européens (ainsi que des USA) montrent une inertie beaucoup plus forte que celle des bilans des banques espagnoles et danoises, celle des bilans des banques italiennes et belges (et japonaises) occupant une position intermédiaire. La différence de pouvoir explicatif du modèle d'un système bancaire à l'autre s'explique donc en partie par la différence de rigidité des bilans, le lien étant toutefois moins important pour le résultat net.

**Tableau 2** : Ajustement des produits (1), des coûts (2) et des résultats (3) aux taux d'intérêt Italie, Espagne et Belgique

	Italie			Espagne			Belgique		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
C	<b>2.6642</b> (2.68)	<b>2.0559</b> (2.09)	0.6071 (0.82)	0.1092 (0.13)	1.0887 (1.15)	-1.4385 (-2.00)	-0.4153 (-0.45)	-0.8531 (-0.89)	0.4556 (1.50)
Retard	<b>0.5482</b> (13.42)	<b>0.5483</b> (13.42)	<b>0.5483</b> (13.44)	<b>0.3622</b> (13.40)	<b>0.3984</b> (14.38)	<b>0.4041</b> (14.98)	<b>0.6234</b> (11.82)	<b>0.6168</b> (12.03)	<b>0.6431</b> (12.31)
Taux 1 an	<b>0.2160</b> (3.64)	<b>0.1707</b> (2.75)	0.0453 (0.85)	<b>0.5310</b> (9.97)	<b>0.4064</b> (6.69)	<b>0.1189</b> (2.43)	<b>0.4517</b> (4.46)	<b>0.5215</b> (4.95)	<b>-0.0645</b> (-1.97)
Spread	<b>-0.4659</b> (-2.72)	0.0553 (0.30)	<b>-0.5211</b> (-3.17)	<b>0.4501</b> (1.97)	-0.0051 (-0.02)	<b>0.5239</b> (2.55)	0.2690 (1.75)	0.3052 (1.91)	-0.0393 (-0.75)
Volatilité	<b>-0.0598</b> (-0.15)	<b>0.8627</b> (2.08)	<b>-0.9225</b> (-2.48)	<b>1.2309</b> (2.22)	0.4637 (0.74)	0.8718 (1.72)	1.0330 (1.39)	0.6803 (0.83)	0.4034 (1.51)
(taux 1 an)*tcb	0.1209 (0.72)	0.2706 (1.51)	0.1497 (-0.93)	0.1663 (0.90)	0.1528 (0.72)	0.0231 (0.14)	1.1736 (0.52)	-0.0462 (-0.13)	0.2175 (1.90)
Spread*tcb	<b>4.2311</b> (4.30)	1.4856 (1.41)	<b>2.7455</b> (2.93)	<b>2.3827</b> (2.06)	<b>2.6002</b> (2.06)	-0.3014 (-0.28)	-1.3089 (-1.37)	-1.1203 (-1.13)	-0.1812 (-0.56)
Volatilité*tcb	<b>5.8952</b> (2.76)	3.0750 (1.35)	2.8200 (1.38)	<b>7.1728</b> (2.74)	5.8428 (1.95)	1.2146 (0.50)	7.3934 (1.63)	9.1003 (1.93)	-1.7303 (-1.12)
R2	0.46	0.40	0.27	0.41	0.44	0.36	0.52	0.46	0.49
Observations	275	275	275	389	389	389	134	134	134

( ) : t de student, les coefficients en gras sont significatifs au seuil 5%, tcb: taux de croissance du bilan ( $\Delta TZ/TZ$ ). Les variables explicatives simples concernent la réallocation des actifs et engagements venus à échéance et les variables explicatives croisées (multipliées par tcb) concernent l'impact lié à l'accroissement net des créances et dettes.

Si l'on considère l'impact des taux à 1 an sur les produits et coûts liés aux actifs et engagements anciens arrivés à échéance, celui-ci est positif et significatif pour les différents systèmes bancaires des deux côtés du bilan. L'incidence des taux, tant sur les produits que les coûts, est toutefois de moindre ampleur pour l'Allemagne, l'Italie, le RU (et les USA). En revanche, l'effet sur le résultat net est différent selon les systèmes bancaires. Plus précisément, l'effet sur le résultat net est positif et significatif pour les banques françaises et espagnoles (et japonaises), mais négatif et significatif pour les banques belges et danoises (et américaines) et non significatif pour les autres. Globalement, il apparaît donc que les banques françaises et espagnoles (et japonaises) n'ont pas bénéficié comme leurs homologues belges et danoises (et américaines) de la baisse des taux d'intérêt sur la fin de la période étudiée.

**Tableau 3 : Ajustement des produits (1), des coûts (2) et des résultats (3) aux taux d'intérêt Danemark, USA et Japon**

	Danemark			USA			Japon		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
C	<b>3.0249</b> (3.11)	0.8184 (1.00)	<b>2.1208</b> (3.57)	<b>-0.5318</b> (-2.54)	<b>-1.85</b> (-8.25)	<b>1.4126</b> (10.41)	<b>0.2920</b> (2.01)	0.1883 (1.31)	<b>0.1046</b> (2.68)
Retard	<b>0.2764</b> (5.08)	<b>0.2902</b> (5.69)	<b>0.2544</b> (4.27)	<b>0.9177</b> (79.07)	<b>0.9115</b> (69.38)	<b>0.8682</b> (57.17)	<b>0.6338</b> (24.88)	<b>0.6341</b> (24.81)	<b>0.6407</b> (23.78)
Taux 1 an	<b>0.5201</b> (7.10)	<b>0.7735</b> (12.09)	<b>-0.2581</b> (-4.64)	0.0526 (1.76)	<b>0.2284</b> (7.01)	<b>-0.1782</b> (-7.98)	<b>0.4122</b> (35.79)	<b>0.4012</b> (33.70)	<b>0.0108</b> (2.00)
Spread	<b>-0.3325</b> (-2.72)	<b>-0.3730</b> (-3.42)	0.0548 (0.59)	<b>-1.0713</b> (-8.19)	<b>-1.0755</b> (-7.51)	-0.0134 (-0.14)	-0.0542 (-1.09)	-0.0400 (-0.78)	-0.0136 (-0.59)
Volatilité	0.5252 (1.42)	-0.2913 (-0.91)	<b>0.8040</b> (2.88)	<b>1.1227</b> (5.32)	<b>1.1834</b> (5.11)	-0.0152 (-0.10)	<b>-0.5828</b> (-4.05)	<b>-0.5150</b> (-3.45)	-0.0675 (-1.06)
(taux 1 an)*tcb	<b>1.0872</b> (4.30)	<b>-0.6628</b> (3.02)	<b>0.4225</b> (2.22)	<b>0.4209</b> (2.46)	<b>0.5723</b> (3.09)	-0.1714 (-1.34)	0.1494 (0.81)	0.2042 (1.08)	-0.0537 (-0.63)
Spread*tcb	-1.1989 (-1.24)	-0.3002 (-0.36)	-0.9257 (-1.27)	<b>-4.8386</b> (-4.99)	<b>-2.8196</b> (-2.69)	<b>-2.2590</b> (-3.10)	1.3343 (1.35)	0.2291 (0.22)	<b>1.0987</b> (2.39)
Volatilité*tcb	-2.7338 (-1.04)	-1.7126 (-0.75)	-0.9229 (-0.47)	<b>3.3680</b> (2.24)	0.6402 (0.39)	<b>2.9889</b> (2.65)	<b>4.4076</b> (3.44)	<b>3.7356</b> (2.81)	0.6600 (1.12)
R2	0.55	0.69	0.30	0.87	0.78	0.59	0.89	0.87	0.43
Observations	115	115	115	968	968	968	417	417	417

( ) : t de student, les coefficients en gras sont significatifs au seuil 5%, tcb: taux de croissance du bilan ( $\Delta T Z / T Z$ ). Les variables explicatives simples concernent la réallocation des actifs et engagements venus à échéance et les variables explicatives croisées (multipliées par tcb) concernent l'impact lié à l'accroissement net des créances et dettes.

L'effet spécifique de la structure des taux sur les produits et les coûts bancaires est beaucoup plus contrasté. Au regard de l'équation du résultat net, seules les banques britanniques et espagnoles semblent bénéficier de la restructuration de la structure des taux. Celle-ci serait même défavorable aux banques italiennes.

De façon analogue, l'effet de la volatilité, quand il est significatif, apparaît différent selon le système bancaire considéré. La volatilité exerce un effet négatif significatif sur le résultat net des seules banques britanniques et italiennes et positif significatif sur celui des banques danoises<sup>13</sup>.

Afin d'approfondir l'analyse des trois estimations issues de l'équation (5), on détermine, à partir des tableaux 1, 2 et 3, dans un premier temps, les maturités implicites des actifs et des engagements, puis dans un second temps, les effets à court et long terme d'une variation d'un point de pourcentage du taux d'intérêt à 1 an et du spread taux à 10 ans-taux au jour le jour.

Le tableau 4 qui représente l'estimation des maturités implicites des actifs et des engagements, permet de comparer les vitesses de renouvellement des bilans pour les différents systèmes bancaires étudiés. Si celles-ci présentent de grandes différences lorsqu'on considère séparément l'actif et le passif, les écarts de maturités implicites sont sensiblement proches. Plus précisément, les maturités implicites (brutes) des banques françaises (de l'ordre de 7 ans mais inférieures toutefois à celles des banques américaines, de l'ordre de 11 ans) sont beaucoup plus longues que celles, en particulier, des banques danoises et espagnoles (de l'ordre de 0.5 an). Celles des banques allemandes et britanniques et celles des banques italiennes et belges se trouvent dans une position intermédiaire (respectivement de l'ordre de 3 et 1.5 ans). Cependant, si, mis à part le cas des banques espagnoles et danoises, les différences de maturités implicites de l'actif et du passif sont positives (position longue à la baisse des taux), celles-ci sont d'une très faible ampleur (sauf pour les banques britanniques (1.3 an)).

---

<sup>13</sup> Pour les pays où ils sont significatifs, les effets contraires sur les flux liés à la réallocation des actifs et engagements venus à échéance et sur ceux provenant de l'accroissement net des créances et dettes sont difficilement interprétables.

D'après ce critère, les banques européennes peuvent être considérées comme plus ou moins immunisées contre le risque de taux d'intérêt (tout comme les banques américaines et japonaises), ce qui étend aux autres pays européens de notre échantillon la teneur des résultats obtenus par Goyeau, Sauviat et Tarazi (1998) pour les seuls pays du G5.

Tableau 4 : Maturités implicites (en années)

	All.	France	RU	Italie	Belgique	Espagne	DK	USA	Japon
Actif	3.24	7.34	3.93	1.21	1.66	0.57	0.38	11.15	1.73
Passif	3.23	6.65	2.63	1.21	1.61	0.66	0.41	10.30	1.73
Ecart	0.01	0.69	1.30	0.00	0.05	- 0.09	- 0.03	0.85	0.00

Maturité implicite =  $(1 - \lambda_i)/\lambda_i = \alpha_{1,i}/(1 - \alpha_{1,i})$

Afin de donner une interprétation plus précise des conséquences d'une modification du niveau et de la pente de la structure par terme des taux d'intérêt sur la rentabilité bancaire, on a finalement mis en évidence les effets à court terme d'une variation du niveau du taux d'intérêt ou d'une variation du spread sur les résultats nets, ainsi que les effets de long terme en considérant ces variations comme permanentes. Les tableaux 5 et 6 indiquent les impacts (ceteris paribus) d'une augmentation de 1 point de %, respectivement du taux d'intérêt à un an et du spread taux à 10 ans – taux au jour-le-jour sur les résultats nets en testant la significativité de ces effets à l'aide d'un test de Wald.

L'écart  $(\alpha_{1,1} - \alpha_{1,2})$  mesure la différence de vitesse d'ajustement instantané de l'actif et du passif (tableau 5). Les élasticités  $\alpha_{2,i}$  ou  $\alpha_{3,i}$  du modèle estimé ( $i = 1$  pour les produits,  $i = 2$  pour les coûts,  $i = 3$  pour le résultat net) permettent ensuite de construire les indicateurs des effets à court et long terme des variations du niveau ou du spread de taux d'intérêt. Dans le tableau 5,  $(\alpha_{2,1} - \alpha_{2,2})$  mesure l'écart entre l'impact de court terme sur les produits et l'impact de court terme sur les coûts, et  $\alpha_{2,3}$  mesure directement l'effet de court terme sur les résultats nets. De même,  $(\alpha_{2,1}/(1 - \alpha_{1,1}) - (\alpha_{2,2}/(1 - \alpha_{1,2})))$  mesure indirectement, et  $\alpha_{2,3}/(1 - \alpha_{1,3})$  mesure directement l'effet de long terme sur les résultats nets. Dans le tableau 6, des indicateurs similaires sont construits à partir de  $\alpha_{3,i}$  pour l'analyse de l'impact de la variation du spread.



**Tableau 5** : Impact net du taux d'intérêt à 1 an (variation de 1 point de %)

Ecart	All	FR	RU	Italie	Belg	Esp	Dk	USA	Japon
$\alpha_{1,1} - \alpha_{1,2}$	0.0001	0.0108	0.0726	-0.0001	0.0066	-0.0362	-0.0138	0.0062	-0.0003
$\alpha_{2,1} - \alpha_{2,2}$	-0.0106	0.0624	-0.0228	0.0453	-0.0698	0.1246	-0.2534	-0.1758	0.011
$\alpha_{2,3}$	-0.0235	0.0596	-0.0003	0.0453	-0.0645	0.1189	-0.2581	-0.1782	0.0108
$\alpha_{2,1}/(1-\alpha_{1,1}) - \alpha_{2,2}/(1-\alpha_{1,2})$	-0.0445	0.8827	0.3593	0.1002	-0.1615	0.1570	-0.3710	-1.9417	0.0291
$\alpha_{2,3}/(1-\alpha_{1,3})$	-0.0821	0.3656	-0.0006	0.1003	-0.1807	0.1995	-0.3462	-1.3520	0.0301

Les coefficients en gris clair sont significativement non nuls à 10 %, ceux en gris foncé à 5 % (test de Wald)

Le test de Wald ne détermine une significativité au seuil de 5% des indicateurs du tableau 5 que pour 11 des 35 écarts étudiés pour les différents systèmes bancaires européens, 5 autres écarts apparaissant significatifs au seuil de 10%. La différence de vitesse d'ajustement instantané de l'actif et du passif n'apparaît significative que pour les banques britanniques (au seuil de 10%) et espagnoles (au seuil de 5%) mais de façon opposée : l'actif des banques britanniques (espagnoles) semble présenter une plus (moins) grande inertie que leur passif.

L'analyse, d'une part, des écarts des effets sur les produits et les coûts, d'autre part, des effets sur le résultat bancaire confirme qu'une baisse durable des taux (plus précisément, un niveau plus faible des taux) semblerait bénéficier largement aux banques danoises et, dans une moindre mesure, aux banques belges, mais pénaliserait, en revanche, les banques espagnoles et les banques françaises (au regard des tests sur l'équation du résultat net)<sup>14</sup>. Le niveau des effets de long terme est bien sûr toujours supérieur à celui des effets de court terme. Mais compte tenu des écarts d'inertie entre pays, on constate un renversement de la hiérarchie de l'Espagne et de la France dans leur réponse à la baisse du taux d'intérêt. La rentabilité des banques espagnoles augmente à court terme plus que celle des banques françaises mais uniquement parce que la partie immédiatement réaffectée du portefeuille ancien des banques espagnoles est beaucoup plus forte que celle des banques françaises (de l'ordre de 60 % contre 15%). A long terme, lorsque tout le portefeuille est réaffecté, l'effet de la baisse des taux profite davantage aux banques françaises, traduisant un impact plus fort en

France des taux sur les actifs réaffectés des banques. La baisse des taux n'exercerait par contre aucun effet significatif pour les banques allemandes, britanniques et italiennes ni à court ni à long terme.

On peut aussi noter, à titre comparatif, que, pour les systèmes américain et japonais, à l'exception de l'écart de vitesse d'ajustement instantané, tous les autres écarts apparaissent significatifs. Mais, si toute baisse permanente des taux semblerait clairement bénéficier aux banques américaines, et très fortement à long terme, en revanche, les banques japonaises n'en souffriraient que très légèrement.

**Tableau 6:** Impact net du spread taux à 10 ans/  $t_{jj}$  (variation de 1 point de %)

Ecart	All	FR	RU	Italie	Belg	Esp	Dk	USA	Japon
$\alpha_{3,1} - \alpha_{3,2}$	-0.0139	0.0615	0.7090	-0.5212	-0.0362	0.4552	-0.7055	0.0042	0.0266
$\alpha_{3,3}$	-0.0116	-0.0049	0.7776	-0.5211	-0.0393	0.5239	0.0548	-0.0134	-0.0136
$\alpha_{3,1}/(1-\alpha_{1,1}) - \alpha_{3,2}/(1-\alpha_{1,2})$	-0.0587	0.3887	4.3216	-1.1536	-0.0822	0.7142	0.0660	-0.8645	-0.0387
$\alpha_{3,3}/(1-\alpha_{1,3})$	-0.0405	-0.0301	1.5831	-1.1536	-0.1101	0.8792	0.0735	-0.1017	-0.0379

Les coefficients en gris clair sont significativement non nuls à 10 %, ceux en gris foncé à 5 % (test de Wald)

En ce qui concerne l'impact du spread, on ne peut isoler un effet structure spécifique tant à court qu'à long terme que pour trois pays. Les systèmes bancaires britannique et espagnol apparaissent avoir bénéficié de la repentification de la courbe des taux du milieu des années 90, contrairement au système italien qui en a souffert. En ce qui concerne le Royaume-Uni, il y a un effet positif du spread particulièrement élevé. Cependant, la très forte divergence entre le chiffre des deux indicateurs de long terme<sup>15</sup> incite à rester prudent sur le commentaire du niveau de cet effet sur le résultat des banques britanniques.

<sup>14</sup> Pour les banques françaises, l'effet de court terme mesuré par  $(\alpha_2 - \beta_2)$  n'est significatif qu'au seuil de 14%, et l'effet de long terme mesuré par  $(\frac{\alpha_2}{1-\alpha_1} - \frac{\beta_2}{1-\beta_1})$  n'est significatif qu'au seuil de 13%.

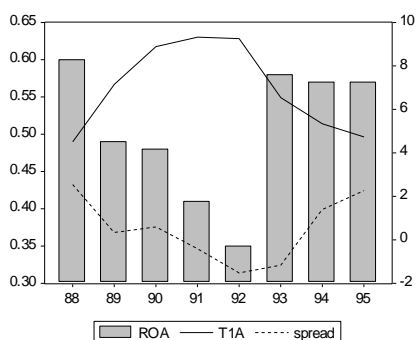
<sup>15</sup> C'était déjà le cas pour ce qui concerne l'impact du taux à 1 an (tableau 5), mais à des niveaux qui n'étaient pas significatifs.

## 5. Conclusion

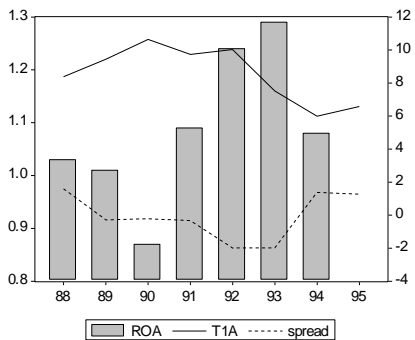
Cette analyse fait apparaître la diversité des réponses des systèmes bancaires européens à l'évolution des taux d'intérêt de marché. L'utilisation d'un modèle d'ajustement des résultats bancaires qui incorpore le niveau, la structure par terme et la volatilité des taux permet, malgré ses limites, d'apprécier les conséquences d'une modification des taux sur la totalité des activités bancaires. Les expositions au risque de taux, telles qu'elles ressortent des calculs de maturités implicites des actifs et des engagements, sont relativement faibles pour l'ensemble des pays étudiés. Une analyse plus précise de l'impact des taux sur les résultats bancaires conduit cependant à mettre en évidence des effets significatifs dans certains pays. Globalement, il apparaît que, à l'exception notable des banques allemandes, la performance de l'industrie bancaire est liée à l'évolution des taux d'intérêt sur les marchés financiers. Elle peut être liée à l'évolution soit du niveau des taux (banques françaises, belges et danoises), soit de la structure des taux (banques britanniques et italiennes), soit aux deux à la fois (banques espagnoles). Plus précisément, une baisse des taux exercerait un effet bénéfique pour les banques belges et danoises (à l'instar des banques américaines) et pénaliserait les banques françaises et espagnoles. Les banques britanniques et espagnoles profiteraient d'une pente positive de la structure par terme contrairement à leurs homologues italiennes. Quant aux résultats relatifs à la volatilité, ils sont généralement d'un très faible pouvoir explicatif.

Ces résultats peuvent être exploités pour apprécier les conséquences de la politique monétaire commune sur les performances des banques européennes, en particulier quant au rôle que les autorités peuvent avoir dans la régulation prudentielle des systèmes bancaires en influençant directement le niveau et la gamme des taux sur les marchés financiers. Compte tenu de la diversité des impacts mis en évidence, on peut craindre l'émergence de situations où la Banque Centrale Européenne sera confrontée à un dilemme dans la détermination de ses taux si elle est amenée à prendre en compte la santé de systèmes bancaires européens hétérogènes dans sa fonction de réaction.

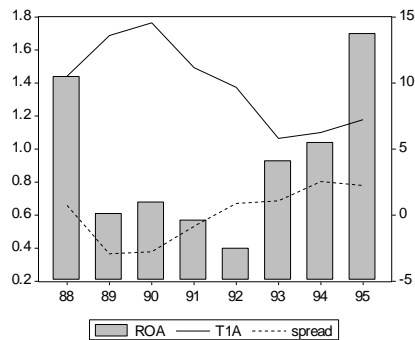
**ANNEXE : Rentabilité bancaire (ROA), taux d'intérêt à 1 an (T1A) et spread (taux 10ans - tjj)**  
 (Echelle de gauche) (Echelle de droite)



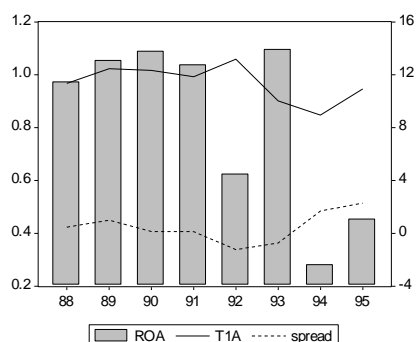
ALLEMAGNE



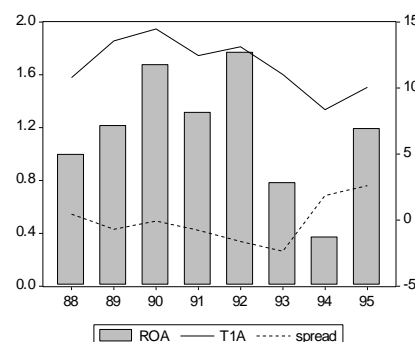
FRANCE



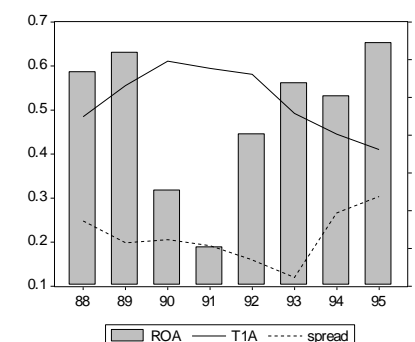
ROYAUME-UNI



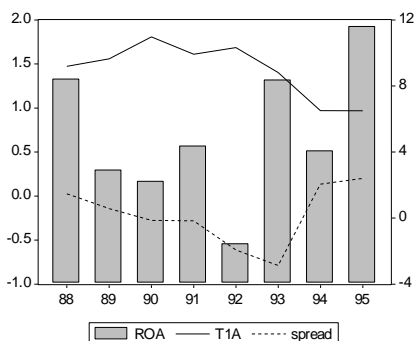
ITALIE



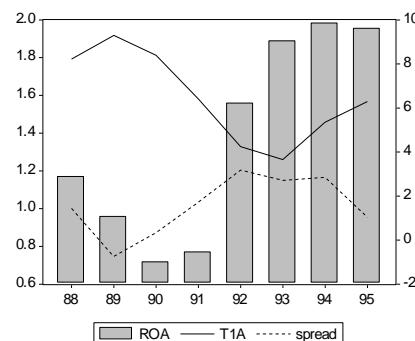
ESPAGNE



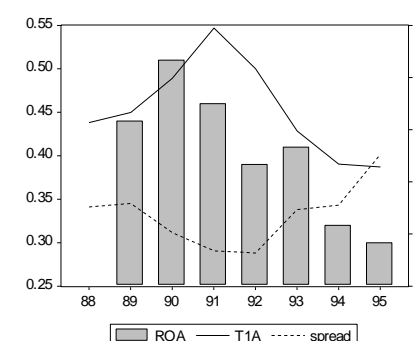
BELGIQUE



DANEMARK



USA



JAPON

## Bibliographie

Avouyi-Dovi S. et Boutiller M. (1996) : “ Rentabilité et Productivité des établissements de crédit en France ”, Lettre économique de la CDC, mai.

Bessler W., Booth G.G. (1994) : “ Interest rate sensitivity of bank stock returns of financial institution revisited ”, Journal of Financial Markets, Institutions and Money.

Bierwag G.O. (1987) : “ Duration analysis : Managing interest rate risk ”, Cambridge, Mass.: Ballinger.

Bordes Ch., Goyeau D. et Sauviat A. (1990) : “ Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE ”, Revue d'Economie Politique, n°5.

Booth J.R., Officer D.T. : (1985) “ Expectations, interest rates and commercial banks stock returns ” Journal of Financial Research, Spring, vol.13, 1.

Burnand R. (1996) : “ Banque de Dépôts et baisse des taux ”, Banque, juillet-août.

Buonomo F.(1996) : “ Allemagne : vers une mutation bancaire ”, Banque, septembre.

Commission bancaire (1994) : “ Dix ans d'activité et de résultats des banques françaises ”, Rapport de la commission bancaire pour l'année 1994.

Flannery M.J.(1981) : “ Market Interest rates and commercial bank profitability : an empirical investigation ”, Journal of Finance, déc.

Flannery M.J.(1983) : “ Interest rates and bank profitability : additional evidence ”, Journal of Money, Credit and Banking, août.

Dupuy C., Durand D. et Sassenou M. (1994) : “ Instruments de politique monétaire et structure de bilans bancaires ”, Revue d'Economie Financière.

Garrigues J. et Sassenou M. (1993): “ Effet taux et effet encours dans l'évolution de la rentabilité bancaire des cinq grands pays industrialisés ”, Revue d'économie Financière, printemps.

Goyeau D., Sauviat A. et Tarazi A. (1998) : “ Sensibilité des résultats bancaires aux taux d'intérêt : le cas des pays du G5 ”, Revue Française d'Economie , n°2, printemps.

Kleinpeter M.A.(1994) : “ Risque de taux et structure des bilans bancaires ”, note de la Direction des études économiques et financières du Crédit Lyonnais , nov.

Moëc G.(1995) : “ Les progrès de la désintermédiation ”, Banque, sept..

Moëc G.(1996) : “ Le secteur bancaire italien vers un nouveau modèle ”, Banque, fév.

Paquier O. et Siamer K. (1994) : “ L'impact des taux d'intérêt et de leur variation sur le produit net bancaire des banques AFB ”, Direction de la Prévision.

Samuelson P.A. (1945) : “ The effect of interest rate increases on the banking system ”  
American Economic Review, 35, Mars.

Tarazi A. (1996) : “ Risque bancaire, déréglementation financière et réglementation prudentielle ”, PUF.