

**Centre Universitaire de Luxembourg
et Cellule de Recherche en Economie Appliquée (CREA)
du Centre de Recherche Public-Gabriel Lippmann (CRP-GL)**

Document de travail 99-04

avril 2001

**Impact de l'attrait des places bancaires
sur les taux d'intérêt créditeurs :**

Un modèle de formation des taux créditeurs estimé sur données en
panel de banques européennes

Arnaud BOURGAIN

Patrice PIERETTI

Abdelaziz ROUABAH

Arnaud BOURGAIN, Patrice PIERETTI et Abdelaziz ROUABAH

*Centre Universitaire de Luxembourg
et Cellule de Recherche en Economie Appliquée (CREA)
du Centre de Recherche Public-Gabriel Lippmann (CRP-GL)*

Document de travail 99-04

avril 2001

Impact de l'attrait des places bancaires sur les taux d'intérêt créditeurs :

Un modèle de formation des taux créditeurs estimé sur données en panel de
banques européennes

CREA (CRP-GL)

**162a avenue de la faïencerie
L-1511 LUXEMBOURG
Tél : 352 47 02 61 802 (ou 801)**

Fax : 352 47 02 61 849

**e-mail : bourgain@cu.lu
pieretti@crpgl.lu
rouabah@crpgl.lu**

Site internet : www.crpgl.lu/crea

Impact de l'attrait des places bancaires sur les taux d'intérêt créditeurs :

Un modèle de formation des taux créditeurs estimé sur données en panel de
banques européennes

Résumé :

Cet article contribue à mesurer l'impact de variables représentant l'attractivité des places bancaires sur la formation des taux offerts sur les placements de la clientèle (taux créditeurs). A partir d'une modélisation simplifiée de l'intermédiation bancaire, la formation des taux créditeurs est testée empiriquement sur les données individuelles des bilans de 135 banques situées dans six pays européens. Cette étude révèle notamment l'impact significatif d'une variable représentant la confidentialité sur les taux créditeurs et confirme l'importance de facteurs qualitatifs favorisant la différenciation des places et ainsi le processus de polarisation des activités bancaires.

Mots-clés : Taux d'intérêt, Places bancaires, Secret bancaire, Attractivité

Classification JEL : G21, E43

Impact of Attractiveness of Banking Centers on Deposit Interest Rates :

A Model of Deposit Rate Formation estimated on a Panel of European Banks

Abstract :

This article evaluates the impact of banking centers' attractiveness on deposit interest rates. Using balance-sheet data from a set of 135 banks, the authors test an intermediation model of deposit rate determination. In particular, the investigation shows a significant impact of « confidentiality » on deposit rates, thus confirming the importance of qualitative variables favouring local differentiation and clustering of banking activities.

Keyword : Interest Rates, Banking Centers, Bank Secrecy, Attractiveness.

JEL Classification : G21, E43.

Introduction

Le processus de globalisation des activités financières internationales peut être considéré comme un facteur d'homogénéisation des produits financiers et pourrait stimuler la dispersion mondiale des opérations financières. Pourtant, le développement de ces activités a tendance à s'agglomérer sur de grandes places bancaires et financières. Pour expliquer ce phénomène qui peut être lié à l'attrait des places, des études se sont attachées à définir les déterminants de la localisation des banques (Choi et al. 1986, Abraham et al 1992), et des capitaux internationaux à travers les places financières (notamment Grilli 1989, Sheldon 1992). Outre les variables telles que la taille du marché financier, la levée des contrôles sur les mouvements de capitaux, le niveau de la fiscalité, ces études désignent le poids réglementaire (Levich 1990, Saïdane 1997) et la confidentialité sur les placements (en fait le secret bancaire sous ses diverses formes) comme des déterminants essentiels de l'attractivité des places bancaires internationales. Ce caractère de confidentialité constitue une réelle différenciation construite par chaque place pour ses produits financiers.

D'autre part, de récents travaux d'économie industrielle basés sur des données financières ont tenté de déterminer le pouvoir de marché dans le domaine bancaire en considérant la fixation des prix et le degré de concurrence à partir de séries de données temporelles, essentiellement de taux d'intérêt. Une première démarche vise à évaluer le degré de concurrence soit le marché des dépôts ou sur celui des crédits (Hannan, Liang 1993, Barajas et al. 1998) soit sur les deux marchés simultanément (Suominen 1994). Une seconde, assez proche, estime le pouvoir d'une place bancaire dans la fixation de ses taux par rapport à un taux d'intérêt de référence international (Genberg, Helbling et Neftci, 1992). Ce type d'études considère comme exogène le taux d'un des deux marchés sur lequel les banques pratiquent l'intermédiation financière (marché des dépôts et marché des crédits). Lorsque le pouvoir de marché est testé du côté des dépôts, il dépend de l'élasticité de l'offre de dépôt de la part de la clientèle qui repose elle-même sur le degré de différenciation des dépôts bancaires. Cette élasticité est infinie en l'absence de toute forme de pouvoir de marché (concurrence parfaite).

En s'appuyant sur ces analyses, l'objet de notre contribution est de mesurer l'impact de l'attractivité des places sur la formation des taux d'intérêt créditeurs. Ces taux peuvent constituer un instrument d'analyse pertinent si nous considérons ici que l'un des piliers essentiels de l'activité des banques présentes sur les centres bancaires internationaux est l'attrait des capitaux internationaux.

La première partie s'attache à modéliser la formation des taux d'intérêts créditeurs dans un modèle simplifié d'intermédiation bancaire en situation de concurrence monopolistique. Ce cadre de référence se justifie par la possible différenciation des placements proposés par les places bancaires. Le modèle tient en particulier compte d'un indicateur d'attractivité de chaque place. Cette dernière variable est censée représenter la « qualité » notamment en terme de confidentialité de chaque place bancaire.

Dans une seconde partie, la formation des taux créditeurs est testée empiriquement à partir de données bilantielles d'un panel de 135 banques de six pays européens (Allemagne, Belgique, France, Grande-Bretagne, Luxembourg et Suisse). Les taux d'intérêt utilisés sont calculés implicitement à partir des comptes de résultats et des bilans. Pour représenter la confidentialité de chaque place, est introduite une variable

« proxy » obtenue à partir des transmissions d'opérations bancaires suspectes aux autorités publiques de contrôle. L'impact négatif de cette variable sur les taux créditeurs est vérifié en particulier pour la Suisse et le Luxembourg. Ceci confirme l'existence de facteurs d'attractivité qui permettent aux établissements bancaires notamment suisses et luxembourgeois de disposer d'une certaine autonomie dans la fixation des taux offerts sur les placements de leur clientèle.

I - Une modélisation de la formation des taux d'intérêt créditeurs

Dans cette modélisation, nous considérons que les taux d'intérêt débiteurs sont donnés par le marché, considéré comme parfaitement concurrentiel. En revanche, l'adoption d'un modèle de concurrence monopolistique nous permet d'envisager un certain pouvoir de marché des établissements bancaires sur l'offre de dépôts. Dans ce cadre, les banques sont supposées collecter des dépôts D qui sont rémunérés au taux créditeur r_D afin d'offrir des crédits L au taux r_L donné par le marché, les banques étant supposées price-taker du point de vue des crédits offerts. Par contre, nous n'excluons pas que les banques puissent exercer un certain pouvoir de marché, qui reste à déterminer par l'analyse économétrique, dans la détermination du taux d'intérêt créditeur (r_L). Le taux d'intérêt créditeur est alors une fonction croissante des dépôts collectés.

Précisons que le modèle se situe dans l'approche traditionnelle de la banque, celle de l'intermédiation. Les banques, intermédiaires financiers, utilisent les dépôts comme intrants pour les transformer en crédits. Selon une démarche alternative, les banques sont traitées comme des firmes utilisant le capital et le travail pour produire différentes catégories de dépôts, de prêts et d'autres services (mesurées en termes quantitatifs). Bien que restreignant le champ d'étude à l'activité d'intermédiation, l'approche d'intermédiation apparaît plus adaptée pour notre problématique qui vise l'analyse de l'attrait de dépôts (et donc d'intrants) par les places bancaires internationales.

Le développement d'un modèle d'intermédiation bancaire, permet d'aboutir à une formulation selon laquelle le taux créditeur est expliqué par : le taux débiteur, les coûts opératoires et une variable représentant la confidentialité de la place.

Le profit d'une banque (représentative) domestique est défini par la différence entre les recettes d'intérêt ($r_L \cdot L$) et les coûts opératoires $c(L) \cdot L$ augmentés des coûts de financement $r_D(D) \cdot D$:

$$\Pi = r_L \cdot L - r_D(D) \cdot D - c(L) \cdot L \quad (1)$$

avec : D , montant des dépôts

L , montant des crédits

r_D , taux d'intérêt sur les dépôts (taux créditeur)

r_L , taux d'intérêts sur les prêts (taux débiteur)

$c(L)$, coûts opératoires unitaires

Les banques font face à des coûts opératoires induits par la gestion des dépôts et des crédits $C(D, L) = c_D D + c_L L$. Par la suite nous supposons que les coûts opératoires unitaires sont indépendants de L et D , hypothèse qui revient à considérer que les rendements sont constants à l'échelle pour l'activité des dépôts et des crédits.

Le fait que les banques aient un certain pouvoir de marché du point de vue des dépôts entraîne que le coût unitaire de financement $r_D(D)$ est une fonction croissante des dépôts collectés. On a donc $\frac{dr_D}{dD} > 0$.

D'une façon générale, les dépôts sont transformés en crédits et la relation (1) devient (si $L = D$)¹ :

$$\Pi(D) = r_L \cdot D - c \cdot D - r_D(D) \cdot D \quad \text{où } c = c_D + c_L \quad (2)$$

En maximisant l'expression (2) par rapport à D , on obtient la condition du premier ordre :

$$r_L = c + r_D \cdot \phi \quad \text{où } \phi = \frac{1 + \varepsilon}{\varepsilon} = \frac{1}{\varepsilon} + 1 \quad (3)$$

avec ε , l'élasticité prix de l'offre de dépôts de la clientèle : $\varepsilon = \frac{dD}{dr_D} \frac{r_D}{D} > 0$

L'équation (3) indique qu'à l'équilibre le banquier égalise la recette marginale d'une activité de crédit supplémentaire à son coût marginal. Ce dernier se compose du coût marginal opératoire augmenté du coût marginal de financement.

Selon ce modèle, les banques peuvent disposer d'un certain pouvoir de monopole sur le marché des dépôts, ce qui découle éventuellement d'aspects qualitatifs liés à un ensemble d'attributs propres à la place financière (le cadre légal et institutionnel, la qualité des produits offerts, la confidentialité...). Le choix du taux créditeur des banques comme variable endogène apparaît alors plausible. Remarquons que ce degré d'autonomie dépend en fin de compte des déterminants de l'élasticité-prix (ε) de l'offre de dépôts. Comme facteurs explicatifs de ε , retenons le rapport $R = \frac{r_D}{r_D^*}$ (r_D^* est le taux d'intérêt créditeur

international qui synthétise les taux concurrents étrangers) qui mesure le degré de divergence entre les taux créditeurs concurrents, ainsi que la variable qualitative S qui tient compte de l'attractivité de la place financière domestique sur l'offre des dépôts étrangers. Remarquons que le nombre des établissements bancaires est supposé élevé de façon à ce que les taux d'intérêt concurrents (notamment étrangers) apparaissent comme donnés aux firmes individuelles. Cette hypothèse plausible revient à poser que les banques se trouvent en situation de concurrence monopolistique sur le marché des dépôts.

$$\text{On peut ainsi écrire}^2 : \varepsilon = \varepsilon(R, S) \text{ avec } \frac{\partial \varepsilon}{\partial R} < 0 \text{ et } \frac{\partial \varepsilon}{\partial S} < 0 \quad (4)$$

Le lien décroissant entre l'élasticité et le rapport R s'interprète comme suit : Plus le taux d'intérêt créditeur domestique est supérieur au même taux international, moins sensible est l'offre de dépôts qui s'adresse aux banques domestiques face à une légère variation du taux domestique.

¹ Il serait possible de tenir compte des réserves obligatoires. Si le taux de réserves obligatoires exprimé par rapport aux dépôts vaut e (avec $0 < e < 1$), on pourrait écrire la relation suivante : $L = (1-e) \cdot D$. Cependant, étant donné que le modèle donne lieu à une estimation économétrique nous faisons abstraction du taux e vu le peu de variation observée dans les taux de réserves des pays faisant partie de notre échantillon.

² Une variable représentant la mobilité (mob_i) de la clientèle pourrait aussi avoir une influence sur l'élasticité-prix de l'offre de dépôts : $\varepsilon = \varepsilon(R, S, mob)$ avec $\frac{\partial \varepsilon}{\partial mob_i} > 0$.

L'augmentation de la variable S étant le signe d'une attractivité accrue du pays domestique, il s'en suit une offre de dépôts plus captive qui se manifeste par une élasticité-prix plus faible.

Remarquons que le coefficient ϕ de l'expression (3) est une fonction croissante du rapport R et de la variable S. Cette relation découle du fait que ϕ décroît en fonction de ε (équation 3) et que ε est supposé décroître en fonction de R et de S.

$$\text{On a donc : } \phi = \phi\left(\frac{r_D}{r_D^*}, S\right) \text{ avec } \frac{\partial \phi}{\partial R} > 0 \text{ et } \frac{\partial \phi}{\partial S} > 0 \quad (5)$$

Par approximation de (5) par la relation log-linéaire $\phi = A \cdot \left(\frac{r_D}{r_D^*}\right)^\theta \cdot S^\lambda$ (avec $\theta > 0$ et $\lambda > 0$, A est une constante), l'expression (3) devient : $r_L = c + r_D \cdot A \cdot \left(\frac{r_D}{r_D^*}\right)^\theta \cdot S^\lambda$ (6)

En exprimant (6) par rapport au taux r_D , nous obtenons :

$$r_D = A^{\frac{1}{1+\theta}} \cdot (r_L - c)^{\frac{1}{1+\theta}} \cdot r_D^{\frac{\theta}{1+\theta}} \cdot S^{\frac{\lambda}{1+\theta}}, \text{ avec } (0 \leq \theta \leq +\infty) \quad (7)$$

Selon cette dernière expression, l'étendue de l'autonomie du secteur bancaire domestique en matière de fixation des taux d'intérêt créditeurs dépend de la valeur prise par le coefficient (θ). Plus la valeur de celui-ci est importante, moins le rôle des avantages spécifiques à la place financière locale (S) dans la collecte des dépôts l'est. Inversement, une valeur de (θ) proche de zéro renforce le coefficient de la variable (S) puisque l'exposant $\frac{-\lambda}{1+\theta}$ tend vers la valeur de $-\lambda$. Dans le cas où les valeurs prises par (θ) et (λ)

tendent à la même vitesse vers l'infini, les rapports $\frac{-\lambda}{1+\theta}$ et $\frac{\theta}{1+\theta}$ tendent respectivement vers -1 et +1.

II - Analyse économétrique

• Les données

L'analyse empirique est fondée sur des données individuelles de banques (panel) collectées à partir des bilans de 1994 à 1997 de 135 banques implantées dans six pays européens (Belgique, Allemagne, Luxembourg, France, Grande-Bretagne, Suisse). Nous avons construit cette base de données à partir de 448 rapports annuels collectés auprès des banques.

La structure de notre échantillon est illustrée par le tableau 1, et permet de remarquer la diversité des structures financières des établissements bancaires. En effet, la part des dépôts dans le total du bilan est plus élevée au Royaume-Uni (57,9% par rapport à une moyenne de 42.2% sur l'ensemble de l'échantillon) et très faible en France (27.6%). En revanche, la part des crédits dans l'actif total est plus au moins comparable dans l'ensemble des pays, sauf pour la Suisse dont le taux (53.36%) est inférieur à la moyenne

de l'échantillon (66.7). Pour la sélection des banques de notre échantillon, nous avons retenu l'ensemble des banques commerciales qui nous ont transmis leurs rapports, en excluant pour des raisons d'homogénéité et de comparabilité, les caisses d'épargne et les banques d'investissement. Notons que certaines banques ne sont pas observées sur toute la période 1994-97, il existe ainsi une divergence entre le nombre d'observations et le produit du nombre de banques par le nombre d'années. Ceci nous a conduit à adopter une méthode économétrique « ANOVA » adaptée à un modèle à effets aléatoires sur des données de panel non cylindrés (Baltagi 1999, pp. 149-168).

Tableau 1 : Descriptif de l'échantillon (moyenne des variables par pays)

Pays	Nombre d'observations	Nombre de banques	Actif total (en milliards d'euros)	Dépôts (en % de l'actif total)	Crédits (en % de l'actif total)	Titres (en % de l'actif total)
Belgique	72	21	23.813	39.7 %	63.2 %	27.4 %
Allemagne	99	28	37.538	39.4 %	71.7 %	11.4 %
Luxembourg	107	32	7.346	42.7 %	69.0 %	20.5 %
France	60	18	55.391	27.6 %	67.7 %	9.5 %
UK	44	14	97.368	57.9 %	68.9 %	12.8 %
Suisse	66	22	27.625	41.6 %	53.6 %	25.5 %
Total	448	135	34.928	42.4 %	66.7 %	15.3 %

Dans cette étude, les taux d'intérêt sont évalués de manière implicite, à partir des comptes de résultats et les bilans des banques. Cette méthode peut comporter des biais car le taux moyen obtenu peut intégrer des engagements aux termes différents (même à vue) et éventuellement à taux fixe. Un tel mode d'évaluation des taux est cependant courant et le biais impliqué par cette méthode a pu être mesuré par P. Sevestre (1997) en évaluant les conséquences économétriques de l'utilisation de données issues des stocks de crédits à la place de celles sur les nouveaux crédits souvent indisponibles. Ce biais s'avère mineur à condition d'utiliser les techniques économétriques appropriées sur des données de panel (Sevestre, 1997, p.7).

Plus précisément, les données utilisées sont :

- la valeur des dépôts dans chaque établissement i (D_i), regroupant les dépôts à vue, les dépôts à terme, les comptes sur livrets et les certificats de dépôts.

- les taux d'intérêt créditeurs implicites (r_D), calculés à partir des bilans et des comptes de résultat par le rapport : charges d'intérêt/ensemble des dettes ;

- les crédits accordés par chaque établissement i (L_i), regroupant les crédits à la clientèle et les titres obligataires à revenu fixe ou variable.

- les taux d'intérêt débiteurs implicites (r_l), calculées par le rapport : produits d'intérêts reçus / total des créances (titres obligataires inclus). Les actions sont exclues du dénominateur car leurs produits apparaissent distinctement dans le compte de résultat des établissements bancaires ;

- les taux d'intérêt internationaux (r_D^*) sont ceux pratiqués sur le marché des eurodevises à six mois pour chaque monnaie de notre échantillon parce qu'ils sont

supposés faire la synthèse des taux concurrents. Ces taux portent sur la même devise que celle de chaque place concernée afin de tenir compte de la règle de parité de taux d'intérêt. En effet, l'utilisation dans notre modèle de taux de référence internationaux soulève la question du respect de la règle de parité de taux d'intérêt (couverte et non couverte). Selon cette règle, une parité doit être vérifiée entre la variation anticipée du taux de change entre deux périodes (t_0) et (t_1) et les écarts de taux d'intérêt à la période t_0 . Les différences de taux observées entre les places internationales peuvent donc s'expliquer par la vérification de cette règle. C'est pour écarter ce possible déterminant que nous employons pour chaque pays un taux créditeur du marché international r_D^* portant sur la même devise que r_D (devise du pays considéré). Ainsi, cela nous permet de mettre en relief l'influence de variables autres que le taux de change (comme ici l'attractivité) sans faire intervenir l'anticipation de variation de taux de change dans la méthode. Précisons que la part importante des actifs libellés en deutschmarks dans les bilans des établissements bancaires luxembourgeois nous a conduit à choisir les taux de l'eurodeutschmark comme taux de référence exogène pour les banques établies au Luxembourg.

- les coûts opératoires moyens de chaque établissement (c_i)³, définis comme le rapport entre les coûts totaux amputés des charges d'intérêts et le total de l'actif ;

- un indicateur d'attractivité (S_i) des places financières de chaque pays de notre échantillon. Cet indicateur est une « proxy » de l'indice de qualité, et plus particulièrement de confidentialité. Cette spécificité est susceptible de différencier les placements bancaires. L'indicateur est construit à partir des données sur les déclarations d'opérations suspectes d'irrégularité dans chaque pays auprès des institutions nationales compétentes (selon les pays : autorités judiciaires, policières ou administratives). Ces statistiques sont publiées par la Commission européenne dans son dernier rapport au Parlement et au Conseil sur l'application de la Directive relative au blanchiment des capitaux⁴.

Le tableau 2 indique le nombre de déclarations concernant des transactions suspectes transmises par les établissements bancaires aux autorités compétentes. La Suisse fait partie de notre échantillon, et bien que membre du GAFI (Groupe d'action financière sur le blanchiment de capitaux), ne fait pas état de déclarations suspectes. Le nombre de déclarations est donc considéré comme nul pour ce pays.

³ Les coûts opératoires sont plus importants que les frais généraux. Ils englobent le coût du travail (salaire et indemnités + cotisations sociales salariales et patronales), le coût du capital (principalement les amortissements et les charges de location et de crédit bail) et les autres frais d'exploitation.

⁴ La disponibilité de ces données est la conséquence de l'adoption de la directive (91/308/CEE du 10 juin 1991, JO n°L166 du 28 juin 1991) relative à la prévention de l'utilisation du système financier aux fins de blanchiment de capitaux. Ce rapport reprend également des informations rassemblées par le GAFI (Groupe action financière sur le blanchiment de capitaux) comprenant 31 pays membres et plusieurs organisations internationales.

Tableau 2 : Nombre de déclarations des transactions suspectes par pays

	1994	1995	1996	1997
Belgique	2183	3926	5771	7747
Allemagne	3282	2935	3289	3345
France	684	866	902	1213
Luxembourg	70	75	77	69
Royaume-Uni	15007	13170	16125	14148

Source : Commission européenne (1997)

L'inverse du nombre de déclarations est pondéré par la part du pays considéré dans le total des dépôts en devises (α_i). Cet indicateur (S) représente ainsi une mesure quantitative de l'importance de la confidentialité de chaque place bancaire.

$$S_i = 1 + \frac{1}{N_i} \cdot \alpha_i \quad \text{avec } \alpha_i = \frac{D_i}{\sum_{i=1}^6 D_i}$$

avec : D_i = le montant des dépôts en devises dans le pays (i), $i = 1, \dots, 6$.

et N_i = le nombre de déclarations de transactions suspectes.

Dans le cas extrême de l'absence totale de confidentialité (avec la possibilité d'une infinité de déclarations), l'indicateur S_i est égal à un. L'impact de cette variable est alors nul sur la formation des taux créditeurs qui peuvent se trouver déterminés par les taux étrangers et leurs coûts opératoires (voir équation 6) dans la mesure de leur pouvoir de marché. Plus le nombre des déclarations est faible, plus l'indicateur S_i est élevé et celui-ci joue alors pleinement le rôle de « réducteur » de taux créditeur. Il est ajouté « 1 » à l'indicateur S pour faciliter son expression en logarithmes⁵.

Cet indicateur est fondé sur l'hypothèse que plus la confidentialité est garantie moins l'incitation à déclarer est importante. En d'autres termes, plus les établissements bancaires sont tenus par le secret professionnel plus l'indicateur S devrait être élevé. Conformément à l'équation (7) l'étude empirique devrait faire apparaître un impact négatif de l'indicateur S sur les taux rémunérateurs de dépôts domestiques.

Le même effet négatif sur les taux créditeurs pourrait résulter du degré d'internationalisation et donc d'exposition à la concurrence étrangère qui est a priori inégale pour les six places considérées dans notre échantillon. Afin de tenir compte de cette disparité, nous avons introduit une variable censée mesurer la mobilité internationale en rapportant le montant des devises étrangères dans le montant total des dépôts de chaque place. L'impact de cette variable sur les taux d'intérêt créditeurs ne s'est cependant pas révélée significative.

⁵ L'élasticité de S par rapport à N apparaît ainsi décroissante (en valeur absolue) avec N :

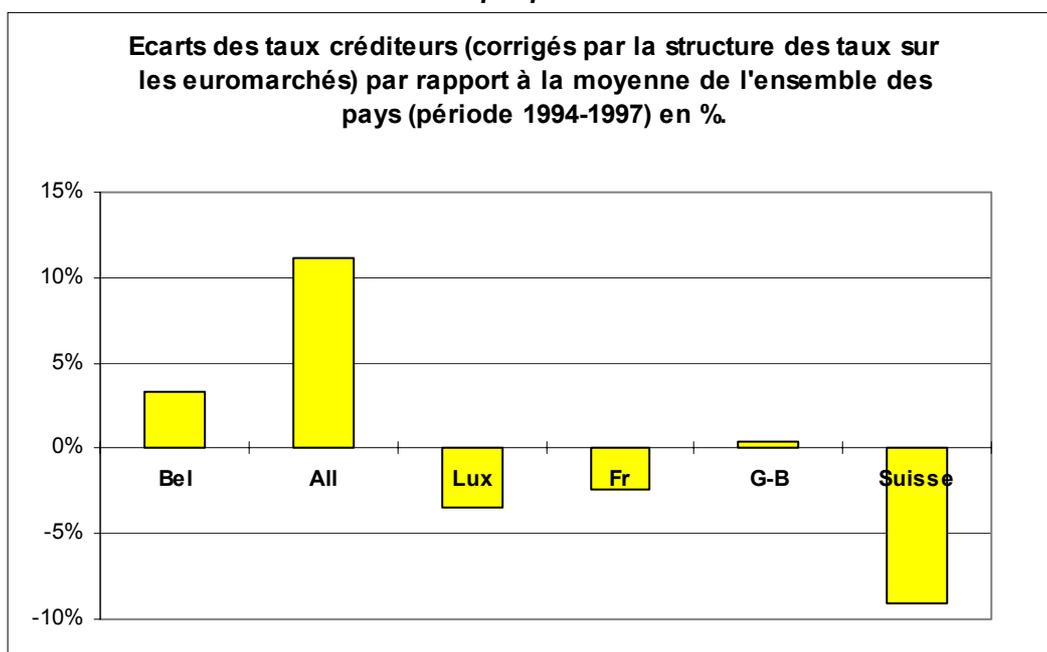
$$\frac{\partial S}{\partial N} \cdot \frac{N}{S} = \frac{-\alpha}{N + \alpha}$$

L'impact relatif de la hausse des déclarations sur les taux créditeurs est plus sensible dans

les pays à forte confidentialité, où les déclarations sont peu fréquentes.

De surcroît, les éléments caractérisant en fait le degré d'internationalisation des places et de mobilité des déposants laissent présager une influence positive sur le niveau des taux créditeurs des places les plus internationales. Selon ce raisonnement, le Luxembourg et la Suisse devraient avoir des taux relativement plus élevés. Or les taux observés dans ces deux places, une fois tenu compte de la structure des taux sur les euromarchés dans le but d'éliminer les considérations de change, apparaissent plus faibles que ceux de leurs concurrentes (graphique 1) Cette constatation incite à poursuivre les investigations économétriques qui devront permettre d'évaluer plus précisément l'impact d'une variable « confidentialité » dont l'influence peut être négative sur la formation des taux créditeurs.

Graphique 1 :



Source : Calcul des auteurs.

Note : Afin de tenir compte de la structure des taux sur les euromarchés, et ainsi que ce graphique ne reflète pas la hiérarchie des taux sur le marché international qui peut dépendre essentiellement des anticipations de change (parité de taux d'intérêt non couverte), les taux d'intérêt créditeurs observés sont corrigés par un indice représentant le taux d'intérêt sur les euromarchés pour chaque devise.

• Résultats empiriques

L'équation (7) visant à représenter la formation des taux d'intérêt créditeurs est testée sur données individuelles de banques sous la forme :

$$\ln r_D = -\frac{1}{1+\theta} \ln A + \frac{1}{1+\theta} \ln(r_L - c) + \frac{\theta}{1+\theta} \ln r_D^* - \frac{\lambda}{1+\theta} \ln S$$

Dans un premier temps, (tableau 1) est appliqué un modèle général à erreurs composées (error components procedure), formalisé de la façon suivante :

$$y_{it} = X_{it} b + v_{it} \quad \text{avec } v_{it} = e_{it} + u_i + w_t$$

où e_{it} , u_i et w_t sont des perturbations aléatoires non corrélées entre elles, d'espérances nulles et de variances respectives $\sigma_e^2, \sigma_u^2, \sigma_w^2$. Cette décomposition du terme d'erreur permet, dans le cadre d'une analyse en panel, la prise en compte à la fois d'un effet spécifique à chaque banque et d'un effet spécifique temporel. Dans un second temps (tableau 4), une contrainte (unité de la somme des élasticités par rapport à la marge et au taux étranger) est imposée pour respecter strictement l'équation (7) du modèle théorique.

Les résultats de la première régression portant sur la formation des taux créditeurs (équation non contrainte avec un modèle de décomposition de l'erreur) sont présentés dans le tableau 3 :

Tableau 3 : Estimation du taux créditeur (par un modèle à effets aléatoires)

Variable expliquée : r_D Nombre d'observations : 448

	Constante	$m = r_L - c_i$	r_D^*	S_i	R^2
Belgique	5,880 (6,111)	0,716*** (0,096)	0,0348 (0,037)	-0,0347 (0,075)	0.93
Allemagne	-2,558 (2,438)	1,190*** (0,031)	0,441 (0,455)	-0,036 (0,521)	0.67
Luxembourg	-6,172*** (2,43)	0,0097 (0,184)	1,746** (0,747)	-0,509*** (0,132)	0.84
France	-0,758 (0,720)	0,528*** (0,071)	0,290 (0,277)	-0,284*** (0,0718)	0.95
UK	-0,931 (0,685)	0,876*** (0,166)	0,149 (0,127)	-0,0492 (0,179)	0.97
Suisse	1,758 (7,337)	0,0751 (0,114)	0,806 (1,466)	-0,928*** (0,292)	0.85

Nombre entre parenthèses : écart type.

*** seuil de signification de 1%, ** de 5% et * de 10%

R^2 : coefficient de détermination.

Les coefficients de ces régressions pour le paramètre (S) affichent le signe attendu (négatif) pour tous les pays, ce qui signifie que le renforcement de la confidentialité bancaire se traduit par une diminution des taux d'intérêt créditeurs. La valeur de ces coefficients pour la Suisse, la France et le Luxembourg est significativement différente de zéro au seuil de 1%. Un test de changement structurel (de Wald) a été appliqué pour déterminer s'il y a une possibilité de regrouper les valeurs prises par la variable S entre plusieurs pays ($H_0 : \lambda_i = \lambda_j$, avec $i \neq j$). La valeur du test $W_{0,95}(1,398)$ indique que les niveaux de la régression pour la variable (S) n'apparaissent pas différents entre la Suisse et le Luxembourg. Par ailleurs, les résultats de la régression font, hormis pour le Luxembourg, apparaître des coefficients peu significatifs de la variable « taux étrangers ».

Malgré le manque de précision de l'estimation de certains paramètres, ces résultats confirment la présence de facteurs d'attractivité, représentés notamment par la variable S, qui permettent aux établissements bancaires suisses et luxembourgeois de bénéficier d'une certaine marge d'autonomie dans la fixation de leurs taux créditeurs.

Le coefficient de la variable S apparaît relativement élevé pour la France, un pays qui ne dispose pourtant pas du secret bancaire comme la Suisse ou le Luxembourg. Il est en effet relevé pour la France un nombre très réduit de déclarations suspectes en comparaison avec les autres pays ayant un nombre de banques équivalent (Allemagne, Belgique).

Afin d'améliorer la précision des estimations et d'adapter la spécification économétrique à celle de l'équation (7) du modèle de formation de taux, il a été estimé une régression en imposant que les coefficients des variables marge et taux créditeur étranger somment sur 1. Les résultats de ces régressions sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4 : Estimation du taux créditeur avec restriction

Pays	Constante	$m = r_L - ci$	r_D^*	S_i	R^2
Belgique	-34.93 (192.12)	0.753*** (0.114)	0.246** (0.114)	0.041 (0.039)	0.93
Allemagne	-1.827 (6.10)	0.211*** (0.34e-01)	0.788*** (0.34e-01)	0.646 (9.66)	0.67
Luxembourg	0.586 (9.36)	-0.231 (1.348)	1.23*** (1.348)	-1.125*** (0.365)	0.84
France	-2.796 (11.77)	0.568*** (0.0779)	0.431*** (0.078)	-0.274*** (0.0785)	0.95
G-B	-2.552** (1.125)	1.022*** (0.130)	-0.0224 (0.130)	-0.0655 (0.143)	0.97
Suisse	5.162 (9.46)	0.0723 (0.115)	0.927*** (0.115)	-0.935*** (0.298)	0.85

Les abréviations et symboles employés sont les mêmes que dans le tableau 3.

Les résultats économétriques obtenus par la seconde régression se caractérisent par une grande stabilité des coefficients qui étaient significatifs dans le premier modèle. Par ailleurs les coefficients de r_D^* deviennent significativement différents de zéro, sauf pour la Grande-Bretagne. Ce résultat traduit l'importance de l'élasticité des taux créditeurs par rapport au taux de référence international. Les coefficients des variables r_D^* et S apparaissent supérieurs à l'unité pour le Luxembourg, mais l'application du test de Student ($t = \frac{b_1 - 1}{\sigma(b_1)}$) ne permet pas de rejeter au seuil de 1 % l'hypothèse nulle selon laquelle les deux paramètres de la régression ne sont pas statistiquement différents de 1.

L'application du F-test confirme la pertinence de l'hypothèse nulle d'égalité de la somme des deux élasticités à l'unité pour l'Allemagne, la Belgique, la France, le Luxembourg et la Suisse. Cette hypothèse est rejetée au seuil de 5 % pour la Grande-Bretagne. Par conséquent, les résultats économétriques obtenus avec le modèle contraint corroborent la forme théorique du modèle exposé précédemment. De plus, les valeurs des coefficients obtenus pour la variable S ne sont pas significativement différentes dans la régression contrainte et non contrainte (test de Wald).

L'interprétation des coefficients de la variable S mérite une attention particulière. Les résultats empiriques pour les banques suisses et luxembourgeoises font apparaître des coefficients significativement différents de zéro et supérieurs aux autres pays de l'échantillon : -1.125 pour le Luxembourg et -0.935 pour la Suisse.

Selon notre modèle, une valeur négative du coefficient de la variable S atténue l'effet d'attraction du taux de rémunération des dépôts. Ainsi, les établissements bancaires opérant sur des places financières attractives (mesuré par S) tirent profit de cette attractivité pour la formation de leurs taux d'intérêt créditeurs. Un tel avantage est synonyme de renforcement de la compétitivité-coût des banques suisses et luxembourgeoises qui ont besoin de moins rémunérer les dépôts pour attirer les placements internationaux. Dans ce contexte, la différenciation par la qualité, la confidentialité, implique la constitution d'un avantage, en fait d'une rente, pour les banques suisses et les banques luxembourgeoises qui leur permet de fixer leur taux créditeur suivant l'évolution des taux étrangers, mais à un niveau inférieur.

La déréglementation qui favorise la convergence des taux créditeurs offerts par les banques européennes incite chaque place à innover et à se distinguer de ses concurrents, et certains Etats à proposer des cadres institutionnels favorables. La constitution d'un environnement légal attractif (en assurant par exemple la confidentialité) peut être considérée comme un type de différenciation des produits bancaires. Dans cette optique, nos résultats empiriques viennent notamment appuyer la position de M. Jeger, U. Haegler et R. Theis (1992) qui relèvent la pertinence de la réglementation comme facteur à la fois de localisation des banques étrangères et de l'émergence de centres financiers « niches » caractérisés au départ par des dispositions réglementaires favorables, et éventuellement confortés par le développement d'un savoir-faire spécifique.

Conclusion

Afin d'analyser l'attractivité des places bancaires européennes dans le cadre d'une concurrence croissante entre sites, notre contribution s'est efforcée de modéliser le comportement de fixation des taux créditeurs par les banques. L'attrait de capitaux internationaux est ainsi considéré comme la fonction majeure de l'activité des places bancaires internationales. Outre les taux d'intérêt débiteurs, les taux créditeurs des banques concurrentes et les coûts opératoires, notre modélisation fait intervenir un indicateur qualitatif d'attractivité qui représente le degré de confidentialité de chaque site. L'existence d'une telle variable qualitative peut expliquer l'ampleur des différences entre les taux créditeurs offerts par les banques à leurs clients. En effet, cette différenciation propre à chaque place crée un avantage de coût pour les banques qui, pour attirer les capitaux, peuvent se permettre de rémunérer les déposants à un taux plus faible que leurs concurrents.

Les estimations effectuées sur des données de panels de 135 banques européennes montrent l'influence non négligeable de la variable représentant la confidentialité pour la fixation des taux d'intérêt créditeurs. La prise en compte d'une telle variable est susceptible d'expliquer la plus grande autonomie des banques luxembourgeoises et suisses dans la fixation des taux créditeurs. Ces résultats économétriques confirment et précisent des résultats empiriques antérieurs qui utilisaient une variable muette (0 ou 1, ou selon une hiérarchisation subjective propre à l'auteur) pour représenter le secret bancaire (notamment Grilli 1989, Sheldon 1992). Ainsi nos travaux ont l'avantage d'expliquer les écarts de rémunération des dépôts bancaires entre places bancaires en intégrant une variable proxy, non muette reflétant l'avantage réglementaire (confidentialité) dans un modèle de concurrence monopolistique. La mesure de l'impact de l'attractivité propre à chaque place est d'autant plus essentielle que ce type de différenciation par le secret bancaire apparaît susceptible de contrer les effets de la concurrence sur les taux créditeurs et de favoriser le processus de polarisation sur quelques sites bancaires.

BIBLIOGRAPHIE

- ABRAHAM J.P., BERVAES N., GUINOTTE A. (1992), « La compétitivité des centres financiers internationaux », *Revue d'économie financière*, n° 21, p.203-215.
- BALTAGI B.A., (1999), *Econometric Analysis of Panel Data Models*, John Willey, New-York, pp. 149-168.
- BARRO R.J. (1972), « A Theory Of Monopolistic Price Adjustment », *Review of Economic Studies*, n°1, pp.17-26.
- BARAJAS A., STEINER R., SALAZAR N. (1998), « Interest Spread in Banking : Costs, Financial Taxation, Market Power and Loan Quality in the Colombian Case 1974-1996 », *IMF Working Paper*, n°98/110, août.

- BAUMEL L., SEVESTRE P. (1997), « La relation entre le taux des crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », *Notes d'études et de recherche*, Banque de France, n° 48, oct.
- BLATTNER N., GENBERG H., SWOBODA A., (eds), (1992), *Competitiveness in Banking*, Physica-Verlag Heidelberg.
- BRESNAHAN T.F. (1989), « Empirical Studies of Industries with Market Power », dans : SCHMALENSEE R., WILLIG R.D., *Handbook of Industrial Organization*, Elsevier Science Publishers, (Chap 17).
- CHOI S.R., TSCHOEGL A.E., YU CH.M., (1986), « Banks and the World's Major Financial Centers, 1970-1980 », *Weltwirtschaftliches Archiv*, 122, pp 48-64.
- COLWELL R.J., DAVIS E.P. (1992), « Output and Productivity in Banking », *Scandinavian Journal of Economics*, 94, pp.111-129.
- COMMISSION EUROPÉENNE (1997), « Deuxième rapport de la Commission au Parlement européen et au Conseil sur l'application de la Directive de 1991 relative au blanchiment de capitaux », Direction générale du Marché intérieur et des services financiers, XV/1116/97-rev-2.
- GENBERG H., HELBLING T., NEFTCI S. (1992), « Monopoly Power in Swiss Market », dans : BLATTNER N. et al., pp.283-305.
- GORDON R.J. (1996), « Problems in the Measurement and Performance of Service Sector Productivity in the United States », *NBER Working Paper* n° 5519.
- GRILICHES Z.(ed.), (1992), *Output Measurement in the Service Sector*, NBER, Chicago.
- GRILLI, V. (1989) : « Europe 1992 : Issues and Prospects for the Financial Markets », *Economic policy*, October, pp. 388-421.
- HANNAN T.H., LIANG J.N. (1993), « Inferring Market Power from Time-Series Data. The Case of Banking Firm », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 11, pp. 208-218.
- JEGER M., HAEGLER U. et THEIS R. (1992) : « L'attraction des places financières internationales », *Revue d'économie financière* n° 21, pp. 217-227.
- LEVICH R.M., (1990), *The Euromarket after 1992*, pp. 374-387.
- SAÏDANE (1997) : « Concurrence spatiale, différenciation verticale et comportement bancaire », *Economie Appliquée*, tome L, n° 2, pp. 135-160.
- SHELDON G. (1992), « Explaining the Cross-Country Distribution of International Bank Deposits » dans : BLATTNER N. et al., pp. 191-220.
- SEVESTRE P. (1997), « On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note », *Notes d'études et de recherche*, Banque de France, n° 49, octobre.
- SHAKED A., SUTTON J. (1982), « Relaxing Price Competition through Product Differentiation », *Review of Economic Studies*, n°49, pp. 3-13.
- SHAFFER S. (1993), « A Test of Competition in Canadian Banking », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol 25, n°1.
- SUOMINEN M. (1994), « Measuring Competition in Banking : A Two Products Model », *Scandinavian Journal of Economics*, 90(1), pp. 95-110.