

La relation entre le taux des crédits et le coût des ressources bancaires

Modélisation et estimation sur données individuelles de banques

Laurent BAUMEL, Patrick SEVESTRE *

RÉSUMÉ. — Nous présentons un modèle qui s'inscrit dans le schéma théorique de l'économie d'endettement où la fixation du taux des crédits obéit à une logique de facturation du coût des ressources bancaires. Ce modèle suppose que la concurrence sur le marché des crédits est imparfaite et que les banques déterminent une structure de (re)financement des crédits nouveaux. Les estimations, réalisées à partir de données individuelles de banques françaises, indiquent un recours, par ordre décroissant d'importance, au marché monétaire, au marché financier et aux dépôts, et conduisent à évaluer la répercussion de la politique monétaire sur le taux des crédits à environ quatre cinquièmes.

Modelling the Relationship between Bank Loans Rates and the Cost of their (re)Financing: Theory and Econometric Investigation Using Banks Panel Data

ABSTRACT. — In this paper, we first derive a theoretical model in which bank loans rates are assumed to be determined by the cost of loans (re)financing. We consider that imperfect competition prevails on the credit market and that banks determine the (re-)financing structure of the loans they grant by maximizing their profit, taking account of the loans demand elasticity. This model is then estimated using a panel of French banks. The estimation results indicate that banks get the necessary resources to refinance their loans, by decreasing importance, from the monetary market, from the financial market and from interest-bearing deposits. An increase of one point in the monetary base rate is shown to have an impact of about 0.8 point on banks loans rate.

* L. BAUMEL : Ministère des Affaires Européennes. Au moment de cet article, Laurent BAUMEL appartenait au Centre de Recherche de la Banque de France ; P. SEVESTRE : ÉRUDITE, Université Paris XII-Val-de-Marne et Centre de Recherche de la Banque de France.

Les auteurs tiennent à remercier J. CORDIER, M. DIETSCH, C. MATHIEU, P. SICSIC, les deux rapporteurs de la revue ainsi que les participants aux séminaires de recherche de la Banque de France et de l'ERUDITE et ceux du XLV^{ème} colloque annuel de l'AFSE pour leurs commentaires et suggestions. Ils sont également très redevables à P. BLANCHARD pour la mise au point du programme d'estimation. Cet article n'engage pas la Banque de France. Toute erreur ou imprécision qui pourrait subsister serait le seul fait des auteurs.

1 Introduction

L'intérêt porté aux déterminants de l'offre de crédits des banques s'est fortement renouvelé dans la période récente, en particulier en liaison avec les débats relatifs à l'efficacité de la politique monétaire (*cf.*, notamment, BERNANKE et BLINDER [1988], BERNANKE et LOWN [1991], KASHYAP et STEIN [1995, 1997], RAMEY [1993], ELYASANI, KOPECKY et VAN HOOSE [1995], pour les États-Unis et, pour la France, ARTUS [1994], PAQUIER [1994], ROSENWALD [1995], BELLANDO et POLLIN [1996]).

Une question récurrente, dans cette perspective, concerne plus spécifiquement l'évaluation et l'interprétation de la relation existant entre taux du crédit et taux de marché, ou plus généralement entre taux débiteurs et taux créditeurs (*cf.*, par exemple, SZYMCZAK [1987], BOUTILLIER et DÉRANGÈRE [1992], BELLANDO et LAVIGNE [1992], BENSAID et de PALMA [1995], DESQUILBET et POLLIN [1995]). Comme le soulignent BOUTILLIER et DÉRANGÈRE [1992], il existe, en particulier pour le cas français, deux approches de cette relation. Celles-ci se distinguent par l'importance qu'elles accordent à la possibilité offerte aux entreprises de recourir à des financements de marché alternatifs au crédit bancaire. Si les entreprises sont supposées pouvoir largement arbitrer entre ces deux sources de financement en fonction de leurs coûts respectifs, l'étude de la relation entre taux de marché et taux du crédit met fondamentalement en jeu les problèmes liés à la prise en compte du risque de faillite dans un contexte d'asymétrie informationnelle. Si, en revanche, cette possibilité est jugée insuffisamment généralisée, en d'autres termes, si l'on admet que le schéma théorique de « *l'économie d'endettement* » traduit encore globalement la situation française, la fixation des taux débiteurs par les banques obéit plutôt à une logique de facturation du coût des ressources bancaires. Trois éléments essentiels interviennent alors dans la relation entre taux de marché et taux du crédit : les coûts opératoires, la nature du passif bancaire, qui détermine le degré d'indexation du coût moyen des ressources bancaires sur le taux du marché monétaire (*cf.* BELLANDO et POLLIN [1996]), et le comportement de « *marge* », résultant des modalités de la concurrence entre banques (*cf.* BENSAID et de PALMA [1995]).

Notre étude, qui porte sur les banques françaises, privilégie cette dernière interprétation, par « *le coût des ressources bancaires* », de la relation entre taux débiteurs et taux créditeurs. Plus précisément, en ignorant notamment les problèmes liés à l'existence d'actifs risqués, nous nous situons dans le cadre d'un modèle d'intermédiaire financier assez simple présentant certaines similitudes avec ceux déjà utilisés par CHAUVEAU et SAIDANE [1991], et DUPUY, DURAND et SASSENOU [1992] : les banques financent et refinancent par des dépôts et des emprunts sur les marchés monétaire et financier les crédits qu'elles désirent mettre en place. La politique monétaire affecte dans cette optique le coût des ressources, et donc, le coût marginal de distribution du crédit, compte tenu d'une structure de financement des crédits choisie par les banques pour couvrir leurs risques de taux et de liquidité. Pour maximiser leur profit, les banques ajustent alors leur taux débiteur en tenant compte de l'élasticité de la demande qui leur est adressée.

Par rapport aux travaux précités, notre étude présente toutefois quelques particularités visant à améliorer la spécification du modèle et les estimations :

(i) Du côté de la modélisation, dans le prolongement de travaux précédents (BAUMEL [1997]) nous utilisons une distinction importante entre nouvelles opérations (flux) et encours (stocks). En identifiant les véritables variables de contrôle de la banque, cette distinction conduit à une expression plus précise du profit bancaire et de la contrainte de bilan. Elle favorise notamment une extension inter-temporelle relativement simple du modèle. Ce préliminaire permet également d'introduire dans ce modèle une possibilité d'arbitrage entre actifs à travers l'idée que les banques peuvent céder une partie de leurs titres pour financer les crédits nouveaux. Par ailleurs, contrairement à CHAUVEAU et SAIDANE [1991], et DUPUY, DURAND et SASSENOU [1992], nous ne supposons pas *a priori* l'exogénéité des dépôts rémunérés. Ceux-ci sont donc inclus parmi les ressources dont la banque peut accroître le volume, si elle le souhaite, pour financer ses nouveaux crédits. Enfin, nous retenons l'hypothèse de concurrence imparfaite sur le marché des crédits, et nous considérons que les coûts opératoires sont spécifiques à chaque banque.

(ii) Du côté de l'estimation, nous utilisons des données individuelles de banques tirées des comptes de résultats et des bilans de la base de données de la Commission Bancaire¹ pour estimer un modèle à coefficients aléatoires qui nous permet notamment de tenir compte de l'hétérogénéité des comportements des banques.

La structure de cet article est la suivante : la section 2 est consacrée à la présentation de notre modèle théorique. Les données utilisées pour son estimation sont décrites dans la section 3. La section 4 est consacrée à la présentation et à la discussion des estimations économétriques. La section 5 conclut.

2 Le modèle

Pour la clarté de l'exposé, nous commençons par présenter le modèle dans un cadre statique. Comme le souligne SANTOMERO [1984], une analyse pertinente du comportement optimisateur de la firme bancaire requiert cependant un cadre inter-temporel. La contrainte d'équilibre du bilan introduit, en effet, un lien évident entre les décisions prises aux différentes dates, par exemple entre la mise en place d'un crédit aujourd'hui et les refinancements futurs qu'il induit. Nous montrerons, toutefois, dans la section 2.5 qu'en réinterprétant la signification de certains coefficients, la maximisation du profit dans une perspective dynamique peut aboutir à une condition d'optimalité similaire à celle obtenue dans le cadre statique.

1. Nous remercions le Secrétariat Général de la Commission Bancaire pour nous avoir autorisé l'accès à ces données.

2.1 Variables et équations

Dans les modèles d'intermédiaire financier, le profit de la banque est usuellement écrit sous la forme :

$$(1) \quad \Pi_{it} = \sum_l R_{it}^l A_{it}^l - \sum_j S_{it}^j D_{it}^j - CO_{it}$$

A_{it}^l représente l'actif de type l détenu par la banque i à l'instant t , D_{it}^j le passif de type j , R_{it}^l et S_{it}^j les taux d'intérêt (débiteurs et créditeurs) correspondants, et CO les coûts opératoires.

Nous nous inscrivons dans ce type d'approche en retenant, ici, plus précisément les variables suivantes² :

- A^1 : crédits à la clientèle.
- A^2 : titres achetés sur le marché monétaire.
- A^3 : titres achetés sur le marché financier.
- D^0 : dépôts à vue.
- D^1 : dépôts rémunérés de la clientèle.
- D^2 : titres émis sur le marché monétaire.
- D^3 : titres émis sur le marché financier.

Nous introduisons, toutefois, une précision importante sur la signification des variables, qui nous conduit à écrire différemment l'équation (1). En toute rigueur, la relation précédente ne définit, en effet, le profit obtenu par la banque à l'instant t que si les variables A_{it}^l et D_{it}^j représentent les encours des postes d'actif et de passif, c'est-à-dire l'intégralité du capital restant dû à la date t sur les divers emplois et ressources bancaires, et R_{it}^l et S_{it}^j les taux d'intérêt apparents, c'est-à-dire les rendements et coûts moyens de ces emplois et ressources. En utilisant la relation (1) telle quelle, on obtient donc les conditions d'optimalité en dérivant par rapport à des encours. Or, les encours ne sont pas véritablement les variables de contrôle de la banque : les encours de crédits, par exemple, sont marqués par une certaine irréversibilité puisque, sauf dans le cas encore rare d'une titrisation, la banque ne peut pas facilement négocier sur un marché les crédits octroyés dans le passé (*cf.*, par exemple, DIETSCH [1992]). De même, la banque ne peut racheter les dettes représentées, par exemple, par les dépôts contractuels de sa clientèle. Enfin, si elle peut *a priori* ajuster l'encours des titres qu'elle détient, c'est en jouant sur deux variables distinctes, les acquisitions brutes et les cessions. Dès lors que l'on se situe dans un cadre dynamique, la substitution des stocks aux flux rend notamment plus complexe l'écriture des conditions d'optimalité³. C'est pourquoi nous introduisons ici explicitement la distinction entre opérations nouvelles et encours.

2. Nous ne nous intéressons pas, ici, à la question des fonds propres ni à celle des réserves.

3. Dans le cas des crédits, cette substitution, souvent opérée faute de données, pose en outre un certain nombre de problèmes pour l'analyse conjoncturelle (BAUMEL [1997]).

À la date t , nous écrivons ainsi pour les actifs A_{it}^l :

$$EA_{it}^l = NA_{it}^l - NV_{it}^l + EA_{it-1}^l (1 - \delta_{it}^l)$$

avec :

EA_{it}^l = encours d'actif l à la date t

NA_{it}^l = acquisitions brutes d'actif l à la date t

NV_{it}^l = cessions d'actif l à la date t

$(NA_{it}^l - NV_{it}^l)$ = acquisitions nettes d'actif l à la date t

δ_{it}^l = taux d'amortissement de l'actif l à la date t .

Le taux d'amortissement δ_{it}^l dépend des remboursements de capital contractuellement prévus. Compte tenu, notamment, des défauts de paiement ou des remboursements anticipés qui peuvent éventuellement survenir, il s'agit d'une variable aléatoire. Ce qui importe, toutefois ici, c'est l'exogénéité de δ_{it}^l . À l'instant t , les variables de contrôle pour la banque sont les nouvelles opérations NA_{it}^l et NV_{it}^l . Comme nous l'avons souligné ci-dessus, nous considérons pour simplifier que les crédits à la clientèle ne sont pas négociables sur un marché, ce qui implique $NV_{it}^l = 0$.

Pour les postes de passif D_{it}^j , on écrit de même :

$$ED_{it}^j = ND_{it}^j + ED_{it-1}^j (1 - \delta_{it}^j).$$

Dans le cas des dépôts, le taux δ_{it}^j a également une dimension aléatoire liée aux retraits effectués par la clientèle. Ici, la seule variable endogène est le nouvel emprunt ND_{it}^j . On considère, en effet, pour simplifier que la banque ne rachète aucune de ses dettes.

Avec ces notations le profit se réécrit alors :

$$(2) \quad \Pi_{it} = \sum_l r_{it}^l NA_{it}^l - \sum_k r_{it}^k NV_{it}^k - \sum_j s_{it}^j ND_{it}^j - CO_{it} + \Pi_{it}^{t-1}$$

avec

$$\Pi_{it}^{t-1} = \sum_l r_{it}^{l,t-1} (1 - \delta_{it}^l) EA_{it-1}^l - \sum_j s_{it}^{j,t-1} (1 - \delta_{it}^j) ED_{it-1}^j - CO_{it}^{t-1}$$

et l'équilibre du bilan :

$$(3) \quad \sum_l NA_{it}^l + REF_{it}^{t-1} = \sum_j ND_{it}^j + \sum_k NV_{it}^k$$

$$\text{avec } REF_{it}^{t-1} = \sum_l (1 - \delta_{it}^l) EA_{it-1}^l - \sum_j (1 - \delta_{it}^j) ED_{it-1}^j.$$

r_{it}^l et s_{it}^j désignent maintenant sans ambiguïté les rendements et coûts instantanés associés aux nouvelles opérations décidées à l'instant t .

L'équation (2) fait apparaître les cessions de titres NV_{it}^k , comme des ressources servant à financer, au même titre que les nouveaux emprunts ND_{it}^j , les crédits nouveaux ou les acquisitions brutes de titres NA_{it}^l . Le terme $r_{it}^k NV_{it}^k$ mesure dans cette optique le coût d'opportunité lié à la cession de l'actif k à la date t . $r_{it}^{l,t-1}$ et $s_{it}^{j,t-1}$ représentent les rendements et coûts moyens, à la date t , des emplois et des ressources décidés aux dates antérieures. Le terme \prod_{it}^{t-1} correspond donc au produit net généré par l'activité passée de la banque, compte tenu éventuellement des décisions aléatoires des autres agents. C'est une composante exogène du profit à la date t . Enfin, le terme REF_{it}^{t-1} , également exogène à la date t , s'interprète comme le besoin de refinancement induit par l'activité passée. Si, dans sa fonction d'intermédiation financière, la banque transforme des créances de maturités longues en créances de maturités plus courtes, ce terme est bien positif. L'équilibre du bilan (3) rappelle alors qu'une partie des nouveaux emprunts et des cessions de titres effectués à la date t sert aussi à combler ce besoin de refinancement.

2.2 Hypothèses

2.2.1 Les titres

Nous supposons que les banques peuvent acheter des titres (NA_{it}^l , $l = 2, 3$) et en émettre (ND_{it}^j , $j = 2, 3$) sans restriction et qu'il n'y a pas de liaison entre ces montants et les rémunérations et coûts associés : $\partial r_{it}^l / \partial NA_{it}^l = 0$, $\partial s_{it}^j / \partial ND_{it}^j = 0$. Cette hypothèse est empiriquement validée sur données françaises par l'étude de F. ROSENWALD [1998] relative aux taux à l'émission des certificats de dépôts. Nous considérons, par ailleurs, que les rendements r_{it}^l et coûts s_{it}^j sont spécifiques à chaque banque. Plus précisément, ils se décomposent en un taux de référence commun à toutes les banques, noté $tmon$ pour le marché monétaire et $tfin$ pour le marché financier, et en une prime

4. Notre modèle est centré sur la distribution de crédits et son financement. Nous ne nous intéressons donc pas directement, par exemple, à la gestion active par la banque de son portefeuille de titres. En particulier, les équations (2) et (3) supposent implicitement que les plus-values éventuelles réalisées lors d'une cession de titres sont automatiquement réinvesties dans les nouvelles acquisitions que cette cession a pour but de financer. La valeur de l'actif NV_{it}^k est alors mesurée au prix du marché.

individuelle notée $\delta_{r,it}^l$ ou $\delta_{s,it}^j$ pour la banque i ⁵ :

$$r_{it}^2 = tmon_t + \delta_{r,it}^2$$

$$r_{it}^3 = tfin_t + \delta_{r,it}^3$$

$$s_{it}^2 = tmon_t + \delta_{s,it}^2$$

$$s_{it}^3 = tfin_t + \delta_{s,it}^3$$

2.2.2 Les dépôts

En suivant l'approche de ROCHET [1992], nous considérons que le volume des dépôts à vue gérés par la banque est fondamentalement lié à sa stratégie de long terme : nombre de guichets, implantation géographique du réseau d'agences, etc. Le volume des dépôts à vue est donc considéré comme une variable exogène à court terme. Considérant que les nouveaux crédits octroyés par une banque ne créent pas de dépôts chez elle (le « coefficient de fuite » vaut 1), CHAUVEAU et SAIDANE [1991] et DURAND, DUPUY et SASSENOU [1992] traitent, pour leur part, l'ensemble des dépôts, y compris les dépôts rémunérés, comme des variables complètement exogènes. Nous préférons laisser ouverte une option en faisant l'hypothèse qu'il existe, en effet, à chaque date et pour chaque banque, un montant minimal exogène $N\bar{D}_{it}^1$ de nouveaux dépôts entièrement déterminé par la demande « spontanée » de la clientèle compte tenu des services et des rémunérations réglementaires associés à ces dépôts, mais que la banque peut également, par une politique commerciale active, obtenir à chaque date un montant supplémentaire $N\bar{D}_{it}^1$ de nouveaux dépôts rémunérés.

Par ailleurs, nous adoptons au sujet du coût des dépôts rémunérés la même modélisation que pour les titres : $s_{it}^1 = tdep_t + \delta_{s,it}^1$ où $tdep$ est le taux de référence.

2.2.3 Le marché des crédits

Comme GRIMAUD et ROCHET [1994] et ARTUS [1996], nous nous plaçons ici dans un cadre de concurrence imparfaite. Nous considérons donc que chaque banque i est confrontée à une courbe de demande de crédits caractérisée par

l'élasticité $\varepsilon_i = - \frac{\partial NA_{it}^1}{\partial r_{it}^1} \frac{r_{it}^1}{NA_{it}^1}$. Le rendement marginal de distribution des nouveaux crédits est alors égal à

$$R_{m,it} (NA_{it}^1) = r_{it}^1 \left(1 - \frac{1}{\varepsilon_i}\right).$$

5. Pour le coût des emprunts, cette hétérogénéité s'explique, notamment, par les effets de clientèle, c'est-à-dire la nature des souscripteurs (financiers ou non financiers). MARTIN et ROSENWALD [1996] ont également montré, dans le cas des certificats de dépôts, l'existence d'un effet spécifique lié à la catégorie de l'émetteur. Ainsi, les banques de réseaux se financent à un taux plus avantageux que les banques de marché.

Nous retenons plus précisément la spécification suivante :

$$\varepsilon_i = \varepsilon / [\theta_i (1 + \alpha_i)].$$

avec

$$\alpha_i = \gamma_1 \theta_i + \gamma_2 \theta_i^2 + \gamma_3 \theta_i^3$$

où θ_i est la part de marché de la banque i dans la distribution de nouveaux crédits, et ε un paramètre représentatif de l'élasticité de la demande globale. La relation inverse entre l'élasticité ε_i et la part de marché peut se justifier en considérant que l'effet de report vers les établissements concurrents de la demande de crédit adressée à une banque, consécutivement à une augmentation relative de son taux, est d'autant plus important que la banque est petite, *i.e.* dispose d'un réseau d'agences plus réduit et/ou peu étendu géographiquement. Le paramètre α_i est, *a priori*, susceptible de recevoir plusieurs interprétations : il peut rendre compte des effets sur la demande adressée à une banque de la nature de sa clientèle (PME ou grandes entreprises, etc.), ou de la manière dont cette clientèle réagit au comportement d'évaluation des risques par la banque (*cf.* DESQUILBET et POLLIN [1995]); effets qui l'un et l'autre peuvent dépendre de la taille de la banque. Une interprétation alternative de cette spécification consiste à considérer l'hypothèse que la concurrence qui prévaut sur le marché du crédit est de nature oligopolistique ; ε représente alors l'élasticité de la demande globale de crédits et α_i la « *sensibilité conjecturale* », c'est-à-dire un terme représentatif de l'anticipation formée par la banque i sur la réaction des autres banques à une modification de son offre de

crédits : $\alpha_i = \sum_{m \neq i} \frac{\partial NA_{mt}^1}{\partial NA_{it}^1}$. Dans un modèle d'oligopole de type *Stackelberg*,

ce paramètre est compris entre -1 et $+\infty$. Plus la concurrence à laquelle la banque est soumise est forte, plus ce paramètre se rapproche de -1 .

2.2.4 La fonction de production

Le problème général de la maximisation, sous la contrainte d'équilibre du bilan (3), d'un profit bancaire défini par une expression de type (2), avec NA_{it}^l représentant ici les *outputs* et NV_{it}^k , ND_{it}^j les *inputs*, a donné lieu, depuis l'article fondateur de KLEIN [1971], à une abondante réflexion (*cf.*, par exemple, les synthèses de BALTENSBERGER [1980] et SANTOMERO [1984]). Sans entrer dans l'analyse détaillée de cette littérature, on peut en rappeler quelques résultats essentiels. Les différents modèles se distinguent essentiellement par la manière dont ils spécifient les liens existant entre les différents postes d'actif et de passif et dont ils traitent la structure des marchés. En particulier, si on ne postule aucun autre lien entre les emplois et ressources que celui établi par (3), et si on admet l'existence d'au moins une source de fonds infiniment élastique, les conditions du premier ordre dérivées de (2) et (3) aboutissent à une séparation totale des décisions relatives à chaque poste d'actif ou de passif. En d'autres termes, si la contrainte de bilan représente complètement la « *fonction de production* », alors, par exemple, la structure choisie pour les nouveaux emplois (titres, crédits, prêts interbancaires,...) n'a aucune incidence sur celles des nouveaux emprunts (titres, dépôts, emprunts interbancaires,...) contractés

pour les couvrir. Seules entrent en compte dans ce cas les différences entre taux et les élasticités des fonctions d'offre d'actifs et de demande de passifs.

Cette conclusion paraît évidemment peu satisfaisante (SANTOMERO [1984]). Une approche alternative, retenue dans la présente étude, consiste alors à postuler l'existence d'une fonction de production purement bancaire reliant les divers emplois aux diverses ressources. Intuitivement, on peut ainsi penser à une fonction à *inputs* complémentaires : la nécessité de financer l'octroi d'un certain volume de crédits nouveaux et l'acquisition d'une certaine quantité de titres, venant s'ajouter au besoin de refinancement lié à l'activité passée, impliquent pour la banque, une fois qu'elle a affecté à ces divers emplois la fraction disponible des nouveaux dépôts exogènes, de contracter un volume donné de nouveaux emprunts sur les marchés monétaires et financiers, de collecter un certain montant de nouveaux dépôts supplémentaires ou encore de céder un certain nombre d'actifs. Soit ici :

$$\begin{aligned} \bar{ND}_{it}^1 &\geq f_i^1 (NA_{it}^1, NA_{it}^2, NA_{it}^3, \bar{ND}_{it}^0, \bar{ND}_{it}^1, REF_{it}^{t-1}) \\ ND_{it}^j &\geq f_i^j (NA_{it}^1, NA_{it}^2, NA_{it}^3, \bar{ND}_{it}^0, \bar{ND}_{it}^1, REF_{it}^{t-1}) \quad j = 2, 3 \\ NV_{it}^k &\geq g_i^k (NA_{it}^1, NA_{it}^2, NA_{it}^3, \bar{ND}_{it}^0, \bar{ND}_{it}^1, REF_{it}^{t-1}) \quad k = 2, 3 \end{aligned}$$

avec :

$$\begin{aligned} \frac{\partial f^j}{\partial NA_{it}^l} &\geq 0, & \frac{\partial g^k}{\partial NA_{it}^l} &\geq 0, \\ \frac{\partial f^j}{\partial REF_{it}^{t-1}} &\geq 0, & \frac{\partial g^k}{\partial REF_{it}^{t-1}} &\geq 0, \\ \frac{\partial f^j}{\partial \bar{ND}_{it}^j} &\leq 0, & \frac{\partial g^k}{\partial \bar{ND}_{it}^j} &\leq 0. \end{aligned}$$

Nous avons évoqué, plus haut, la fonction d'intermédiation financière réalisée par les banques. La transformation de maturités à laquelle se livre la banque l'expose, en particulier, à deux risques : le risque de taux, qui peut se présenter lors du refinancement des engagements et le risque de liquidité lié, par exemple, à l'hypothèse d'un retrait important des dépôts. Une justification possible de cette fonction de production, sur laquelle nous reviendrons dans la section 2.5, peut alors résider dans la recherche par la banque d'un moyen parmi d'autres de couvrir ces risques. Si on considère que les différents actifs et passifs se distinguent en partie par leurs maturités, la banque cherchera, par exemple, à adosser dans la mesure du possible des emplois d'une durée donnée à des ressources de maturité proche.

La recherche du coût minimum conduit alors, compte tenu des inégalités $\frac{\partial CO}{\partial ND_{it}^j} \geq 0$ et $\frac{\partial CO}{\partial NV_{it}^k} \geq 0$, aux demandes d'*inputs* contraintes :

$$\begin{aligned} \bar{ND}_{it}^1 \text{ ou } ND_{it}^j &= f_i^j (NA_{it}^1, NA_{it}^2, NA_{it}^3, \bar{ND}_{it}^0, \bar{ND}_{it}^1, REF_{it}^{t-1}) \\ NV_{it}^k &= g_i^k (NA_{it}^1, NA_{it}^2, NA_{it}^3, \bar{ND}_{it}^0, \bar{ND}_{it}^1, REF_{it}^{t-1}). \end{aligned}$$

2.2.5 Coefficients de financement

Un choix délicat consiste ensuite à spécifier la forme des fonctions f^j et g^k . Compte tenu de l'interprétation qui en a été proposée ci-dessus, il paraît raisonnable de retenir pour la fonction de production bancaire une forme linéaire, ce que nous notons :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \tilde{ND}_{it}^1}{\partial NA_{it}^l} \quad \text{ou} \quad \frac{\partial ND_{it}^j}{\partial NA_{it}^l} &= d_{jl,i}, & \frac{\partial NV_{it}^k}{\partial NA_{it}^l} &= v_{kl,i} \\ \frac{\partial \tilde{ND}_{it}^1}{\partial REF_{it}^{t-1}} \quad \text{ou} \quad \frac{\partial ND_{it}^j}{\partial REF_{it}^{t-1}} &= \text{dref}_{j,i}, & \frac{\partial V_{it}^k}{\partial REF_{it}^{t-1}} &= \text{vref}_{k,i} \\ \frac{\partial \tilde{ND}_{it}^1}{\partial \tilde{ND}_{it}^l} \quad \text{ou} \quad \frac{\partial ND_{it}^j}{\partial \tilde{ND}_{it}^l} &= \text{dd}_{jl,i}, & \frac{\partial NV_{it}^k}{\partial \tilde{ND}_{it}^l} &= -\text{vd}_{kl,i}. \end{aligned}$$

Le coefficient $d_{jl,i}$ (respectivement $v_{kl,i}$) représente, en particulier, un « coefficient de financement » égal à la part des emprunts de type j (respectivement des cessions de titres k) dans le financement des nouveaux actifs NA_{it}^l (non déjà couverts par des dépôts exogènes). Compte tenu de la contrainte de bilan (3), $\forall l, \sum_j d_{jl,i} + \sum_k v_{kl,i} = 1$.

La linéarité équivaut, en fait, à postuler une indépendance entre les choix de financement des différents actifs. L'emprunt ND_{it}^j à contracter est la somme des ressources de type D^j nécessaires à la couverture de chacun des nouveaux emplois pris séparément. Cette spécification repose, notamment, sur l'hypothèse d'absence de restrictions concernant l'obtention des ressources.

2.2.6 Coûts opératoires

Dans l'écriture du profit (2), nous n'avons explicité, pour le moment, que la composante purement bancaire, résultant de la transformation d'*inputs* financiers en *outputs* financiers. L'activité productive de la banque suppose évidemment aussi des ressources réelles. L'examen de la banque comme entreprise transformant des *inputs* physiques constitue un domaine d'étude à part entière. Dans le cadre des modèles d'intermédiaire financier, la prise en compte de cette dimension peut être simplement satisfaite en considérant qu'il existe en amont une fonction de production reliant chaque nouvelle opération, à l'actif ou au passif, aux *inputs* réels (BALTENSBERGER [1980]). Les coûts opératoires s'expriment alors comme une fonction de coût $CO(NA_{it}^l, NV_{it}^k, ND_{it}^j)$.

Contrairement à CHAUVEAU et SAIDANE [1991] et DURAND, DUPUY et SASSENOU [1992], nous ne postulons pas que les coûts opératoires sont à court

terme indépendants de la distribution de crédits ($\frac{\partial CO}{\partial NA_{it}^l} = 0$)⁶. Nous admettons, au contraire, que la distribution de crédit engendre un coût opératoire marginal non nul, qui dépend des caractéristiques de la banque (taille, nature du réseau, etc.) Dans un souci de simplicité, on suppose, également, que ce coût opératoire s'écrit sous forme linéaire :

$$CO(NA_{it}^l, NV_{it}^k, ND_{it}^j) = \sum_l ca_{it}^l NA_{it}^l + \sum_k cv_{it}^k NV_{it}^k + \sum_j cd_{it}^j ND_{it}^j.$$

Les coefficients ca_{it}^l , cv_{it}^k , et cd_{it}^j , propres à chaque banque, représentent les coûts unitaires de gestion associés aux nouvelles opérations. Par la suite, pour simplifier les écritures, nous considérerons toutefois dans le cas des ressources que les coûts unitaires de gestion cv_{it}^k , et cd_{it}^j sont intégrés dans les primes $\delta_{r,it}^l$, $\delta_{s,it}^j$ mesurant l'écart entre le coût unitaire total des nouvelles ressources et leur taux de référence.

2.3 Le profit bancaire

Avec les spécifications linéaires adoptées ci-dessus, le profit

$$\Pi_{it} = \sum_l r_{it}^l NA_{it}^l - \sum_k r_{it}^k NV_{it}^k - \sum_j s_{it}^j ND_{it}^j - CO_{it} + \Pi_{it}^{t-1}$$

peut alors se décomposer en :

$$(4) \quad \Pi_{it} = \sum_l (r_{it}^l - c_{it}^l) NA_{it}^l + \rho_{it}^0 ND_{it}^0 + \rho_{it}^1 ND_{it}^1 - CREF + \Pi_{it}^{t-1}$$

où $c_{it}^l = ca_{it}^l + \sum_{j \geq 1} d_{jl,i} s_{it}^j + \sum_k v_{kl,i} r_{it}^k$ est le coût marginal d'acquisition de l'actif l . Il s'obtient en ajoutant à son coût unitaire de gestion ca_{it}^l , la moyenne des coûts totaux des ressources (incluant leurs coûts de gestion) pondérés par les coefficients de financement du nouvel actif. Pour leur part, les coefficients

$$\rho_{it}^0 = -s_{it}^0 + \sum_j dd^{j0} s_{it}^j + \sum_k vd^{k0} r_{it}^k$$

et

$$\rho_{it}^1 = -s_{it}^1 + \sum_j dd^{j1} s_{it}^j + \sum_k vd^{k1} r_{it}^k$$

représentent les contributions des nouveaux dépôts exogènes au profit de la banque. Ces dépôts sont évidemment coûteux (pour les dépôts à vue, s_{it}^0

6. La globalisation des coûts opératoires dans les données comptables pourrait justifier, en partie, cette hypothèse simplificatrice.

représente un coût de gestion); mais ils induisent, également, une économie en évitant de recourir à de nouveaux emprunts. Les écritures précédentes mettent, notamment, en relief un résultat connu dans l'étude du risque de taux : l'existence d'un volume important de dépôts à vue non rémunérés constitue un élément stabilisateur du profit, susceptible d'atténuer les effets négatifs d'un renchérissement des ressources.

Enfin, le terme $CREF = \sum_j dref^j s_{it}^j + \sum_k vref^k r_{it}^k$ s'ajoute à \prod_{it}^{t-1}

pour représenter le poids du passé dans le profit à la date t .

2.4 La distribution de crédits

Les inconvénients du choix d'un coût linéaire, soulignés notamment dans ADAR, AGMON et ORGLER [1975], apparaissent lorsque l'on dérive (4) pour obtenir les conditions du premier ordre. D'une part, même si les actifs et passifs ne sont plus gérés séparément, il y a encore indépendance entre les décisions concernant chaque volume d'actif⁷. D'autre part, dans la mesure où nous avons supposé des élasticités infinies pour les titres, nous obtenons pour les actifs correspondants des conditions du premier ordre conduisant, sans hypothèses supplémentaires, à des solutions dégénérées. En suggérant, par exemple, que des coûts d'information ou de publicité peuvent être partagés par plusieurs produits, les auteurs précités préconisent pour ces raisons de supposer un coût opératoire non linéaire.

Dans la mesure où nous intéressons, ici, principalement à la distribution de crédits, nous pouvons nous contenter de la spécification simple adoptée plus haut.

Pour la banque i , la condition du premier ordre caractérisant la distribution des crédits nouveaux s'écrit alors⁸ :

$$(5) \quad r_{it}^1 \left(1 - \frac{1}{\varepsilon_i}\right) = ca_{it}^1 + \sum_j d_{j,i} s_{it}^j + \sum_k v_{k,i} r_{it}^k$$

L'indice i dans (5) rappelle que les coefficients de financement, les rendements et coûts bancaires ainsi que les coûts de gestion sont tous *a priori* propres à chaque banque.

2.5 La maximisation du profit dans un cadre inter-temporel

Comme le souligne SANTOMERO [1984], les modèles du type de celui utilisé ici se situent assez rarement dans une perspective dynamique et ceux qui le font ont alors recours à des spécifications *ad-hoc*. Sans éviter complètement

7. Il ne s'agit, toutefois, que d'une indépendance entre les acquisitions brutes. Nous avons, en effet, introduit dans notre modèle une liaison entre les postes d'actif en considérant, par exemple, que l'octroi de crédits nouveaux suppose la cession sur le marché d'un certain volume de titres.

8. Par ailleurs, nous omettons, dans la suite, l'indice 1 dans la désignation des coefficients de financement des nouveaux crédits.

cet inconvénient, nous indiquons dans cette section comment le modèle précédent peut être étendu à un cadre inter-temporel.

Dans l'équilibre du bilan, $\sum_l NA_{it}^l + REF_{it}^{t-1} = \sum_j ND_{it}^j + \sum_k NV_{it}^k$, nous avons interprété le terme :

$$REF_{it}^{t-1} = \sum_l (1 - \delta_{it}^l) EA_{it-1}^l - \sum_j (1 - \delta_{it}^j) ED_{it-1}^j$$

comme représentant de façon synthétique le besoin de refinancement induit par l'activité passée. Nous avons traduit cette idée dans la section 2.2 en écrivant que les nouvelles ressources couvrent en partie le besoin de refinancement⁹ :

$$N\bar{D}_{it}^1 \text{ ou } ND_{it}^j = f_i^j (NA_{it}^1, NA_{it}^2, NA_{it}^3, N\bar{D}_{it}^0, N\bar{D}_{it}^1, REF_{it}^{t-1}).$$

Si l'on se place maintenant dans un cadre inter-temporel en conservant l'idée que les variables de contrôle sont les nouveaux actifs aux différentes dates, on obtient alors une généralisation immédiate de ces fonctions de production :

$$N\bar{D}_{it}^1 \text{ ou } ND_{it}^j = f_i^j (NA_{it-\tau}^1, NA_{it-\tau}^2, NA_{it-\tau}^3, N\bar{D}_{it-\tau}^0, N\bar{D}_{it-\tau}^1), \tau \geq 0.$$

La spécification linéaire adoptée plus haut se généralise alors sous la forme : $\partial N\bar{D}_{it+\tau}^1 / \partial NA_{it}^l$ ou $\partial ND_{it+\tau}^j / \partial NA_{it}^l = d_{jl,i}^\tau$.

La justification est la même que dans 2.2 : la couverture des risques de taux et de liquidité conduit la banque à opter pour une structure donnée de financement et de refinancement de ses emplois. En particulier, on peut, par exemple, considérer que si la ressource D^j est de maturité N^j , la banque a choisi une structure de refinancement telle que $\partial ND_{it+\tau}^j / \partial NA_{it}^l = 0$ si $\tau \neq k.N^j$ ($k \in N$). En d'autres termes, la banque ne refinance les emprunts contractés pour financer un actif que lorsqu'ils arrivent à échéance. Dans la mesure où une partie du capital remboursé par les débiteurs de la banque sert à rembourser elle-même les emprunts contractés, on peut également considérer, par exemple, que la suite des $(d_{jl,i}^{kN^j})_{k \in N}$ est décroissante et tend vers 0.

Avec ce type de spécifications, en désignant par μ le facteur d'actualisation, un volume NA_{it}^1 de crédits nouveaux mis en place à la date t avec une durée

initiale N induit une recette actualisée égale à $R = \left(\sum_{\tau=0}^N \mu^\tau \omega_\tau \right) r_{it}^1 NA_{it}^1$ où

ω_τ représente la proportion du capital initial restant dûe sur les crédits nouveaux au bout de τ périodes¹⁰, et un coût actualisé égal à

$$C = \sum_k \left(\sum_{\tau=0}^{N^j} \mu^{kN^j+\tau} \right) s_{it+kN^j}^j ND_{it+kN^j}^j.$$

9. Pour simplifier la présentation, nous ne tenons plus compte des ressources obtenues par cession de titres ni des coûts opératoires.

10. ω_τ est une suite décroissante avec $\omega_0 = 1$ et $\omega_N = 0$, dont les valeurs sont déterminées par la loi d'amortissement des crédits, par exemple, une loi de remboursements à échéances constantes (cf. BAUMEL [1997]).

Soit encore, si on suppose que la banque anticipe un maintien des taux débiteurs réels à leur valeur initiale,

$$C = \left(\sum_{\tau=0}^{N^j} \mu^\tau \right) \left(\sum_k \mu^{kN^j} ND_{it+kN^j}^j \right) s_{it}^j.$$

En prenant une fonction objectif égale à $V = \sum_{\tau} \mu^\tau \Pi_{t+\tau}$, on obtient alors la condition de premier ordre sur la distribution de crédits nouveaux :

$$r_{it}^1 \left(1 - \frac{1}{\varepsilon_i}\right) = \sum_j \frac{\left(\sum_{\tau=0}^{N^j} \mu^\tau \right)}{\left(\sum_{\tau=0}^N \mu^\tau \omega_\tau \right)} \left(\sum_k \mu^{kN^j} d_{j,i}^{kN^j} \right) s_{it}^j.$$

On retrouve l'équation (5) avec des coefficients $d_{j,i}$ modifiés en

$$\tilde{d}_{j,i} = \frac{\left(\sum_{\tau=0}^{N^j} \mu^\tau \right)}{\left(\sum_{\tau=0}^N \mu^\tau \omega_\tau \right)} \left(\sum_k \mu^{kN^j} d_{j,i}^{kN^j} \right).$$

Le premier terme de la série $\sum_k \mu^{kN^j} d_{j,i}^{kN^j}$ est $d_{j,i}^0$, qui représente le coefficient de financement par recours à la ressource ND^j dans le modèle statique.

Les autres termes décroissent rapidement. Le terme $\left(\sum_{\tau=0}^{N^j} \mu^\tau \right) / \left(\sum_{\tau=0}^N \mu^\tau \omega_\tau \right)$ apparaît donc comme un terme correcteur de ce coefficient de financement induit par la prise en compte du comportement inter-temporel d'optimisation. Pour les ressources de maturité inférieure à celle des crédits, ce terme correcteur est inférieur à un : le coefficient d_j obtenu à partir de l'équation (5) est donc une sous-estimation de la part réelle de cette ressource dans le total du financement des crédits nouveaux. Réciproquement, la part des ressources longues dans ce financement est surestimée par l'estimation de son coefficient d_j . À l'inverse de CHAUVEAU et SAIDANE [1991], et DUPUY, DURAND et SASSENOU [1992], on ne doit donc pas, dans ce cadre, imposer que la somme des coefficients de financement estimés soit égale à 1.

2.6 L'impact de la politique monétaire

Le modèle précédent permet d'explicitement un des canaux de transmission de la politique monétaire et plus spécifiquement l'impact de cette dernière sur le

taux des crédits distribués : la modification des taux directeurs affecte le coût des ressources. La structure de financement des nouveaux crédits choisie par les banques, représentée ici par les coefficients de financement, détermine la modification correspondante du coût marginal. Pour maximiser leur profit, les banques ajustent alors leur taux débiteur compte tenu de l'élasticité de la demande qui leur est adressée.

Pour évaluer plus précisément cet impact, nous séparons maintenant les effets individuels des effets communs à toutes les banques en introduisant la décomposition des coûts et rémunérations. L'équation (5) se réécrit alors :

$$(6) \quad r_{it}^1 \left(1 - \frac{1}{\varepsilon_i}\right) = \tilde{c}_{it}^1 + d_{1,i} \text{ tdep}_t + (d_{2,i} + v_{2,i}) \text{ tmon}_t \\ + (d_{3,i} + v_{3,i}) \text{ tfin}_t$$

où $\tilde{c}_{it}^1 = ca_{it}^1 + \sum_j d_{j,i} \delta_{s,it}^j + \sum_k v_{k,i} \delta_{r,it}^k$ constitue la composante purement individuelle du coût marginal de distribution des crédits nouveaux.

En agrégeant la relation (6) sur les N banques¹¹, on obtient donc :

$$(7) \quad \bar{r}_t^1 - \sum r_{it}^1 \theta_{it}^1 \frac{1}{\varepsilon_i} = \tilde{c}_t^1 + d_1 \text{ tdep}_t + (d_2 + v_2) \text{ tmon}_t \\ + (d_3 + v_3) \text{ tfin}_t.$$

Les termes $\bar{r}_t^1, \tilde{c}_t^1, d_j, v_k$ représentent cette fois les moyennes sur l'ensemble des banques des grandeurs précédentes. Les valeurs estimées des paramètres ε_i confirment que l'on peut négliger le deuxième membre du terme de gauche de (7).

Soit alors tddf le taux directeur de la Banque de France et $a_1 = \partial \text{tdep} / \partial \text{tddf}$, $a_2 = \partial \text{tmon} / \partial \text{tddf}$, $a_3 = \partial \text{tfin} / \partial \text{tddf}$ les coefficients représentatifs des relations entre les taux de référence, et plus précisément ici de l'indexation des taux créditeurs sur ce taux directeur. En supposant que la politique monétaire n'affecte ni les coûts de gestion, ni les primes individuelles ($\partial \tilde{c}_t^1 / \partial \text{tddf} = 0$), la dérivation de (7) fournit la relation :

$$(8) \quad \frac{\partial \bar{r}_t^1}{\partial \text{tddf}} = a_1 d_1 + a_2 (d_2 + v_2) + a_3 (d_3 + v_3)$$

Le coefficient $a_1 d_1 + a_2 (d_2 + v_2) + a_3 (d_3 + v_3)$ est le coefficient d'indexation du taux des crédits sur le taux directeur de la politique monétaire.

C'est à la présentation des estimations des coefficients de cette relation, et à leur interprétation, que nous allons nous consacrer, après avoir décrit les données utilisées pour ce faire.

11. Avec pondération par les parts de marché.

3 Les données

3.1 Description de l'échantillon

Compte tenu de la réforme bancaire de 1984, deux sous-échantillons ont été constitués : le premier concerne la période 1978-1983 et le second la période 1985-1992¹². Ces échantillons ont été constitués à partir des situations territoriales (des bilans) et des comptes de résultats des banques. Ces échantillons, non cylindrés, comportent respectivement 64 et 114 banques. Ils sont extraits d'un échantillon comportant initialement les 350 plus grandes banques en termes d'encours de crédits, observées au moins une année entre 1978 et 1992. Malheureusement, pour une proportion importante d'entre elles, les données relatives aux résultats d'exploitation étaient incomplètes. Ainsi, pour seulement 230 d'entre elles disposait-on d'observations sur les divers taux et rendements nécessaires à l'estimation de notre modèle¹³. Compte tenu des valeurs aberrantes de certaines observations, nous avons dû procéder à un nettoyage. Celui-ci a consisté à éliminer les 1 % d'observations extrêmes des distributions empiriques de ces variables, sauf pour le rendement et le coût des titres du marché financier pour lesquels cette procédure laissait trop d'observations aberrantes. Pour ces deux variables, les 5 % inférieurs de leur distribution comme les observations supérieures à 0.50 ont été éliminées. Par ailleurs, la méthode d'estimation mise en œuvre nous a obligés à ne conserver que les banques observées sur au moins 3 années consécutives.

3.2 Mesure des variables

Comme nous l'avons dit, nous disposons des situations territoriales et des comptes de résultat des banques. Ceci nous permet de calculer des taux apparents associés aux divers éléments de l'actif et du passif pour chaque banque. Ces rendements et coûts moyens sont utilisés dans nos estimations dans la mesure où nous ne disposons pas d'informations, au niveau de chaque banque, sur les taux instantanés. Cette assimilation peut, ici, se justifier par le fait qu'elle restitue l'hétérogénéité des taux instantanés. De plus, pour les titres, cette différence peut être considérée, *a priori*, comme peu importante du fait de la possibilité d'ajustements rapides du portefeuille à l'évolution des taux. Pour les crédits, la différence attendue entre taux instantanés et taux moyen croît avec la durée initiale. Or, nous avons considéré, ici, le total des crédits nouveaux, dont la durée moyenne est assez courte (environ 2 ans, *cf.* BAUMEL [1997]).

12. L'élimination de l'année 1984, année de la mise en place de la réforme des marchés monétaires et financiers, repose sur la constatation empirique que les estimations obtenues en incluant cette année particulière sont peu satisfaisantes.

13. Par ailleurs, pour des raisons liées notamment aux difficultés de construction de la base de données, nous avons été amenés ici à éliminer les établissements locaux et régionaux des divers réseaux mutualistes ainsi qu'un certain nombre d'établissements à statuts spéciaux (par exemple, les Sociétés de Développement Régional).

Les mesures précisément retenues sont les suivantes :

1) taux des crédits

Nous avons mesuré le taux des crédits r_{it}^1 comme le ratio du poste « *produits des crédits à la clientèle* », tiré du compte de résultats et du poste « *crédits à la clientèle* » tiré de la situation territoriale.

2) rendements et coûts des titres et des dépôts

– r_{it}^2 , le rendement moyen des titres achetés sur le marché monétaire, a été calculé comme le rapport entre la somme des postes « *produits des opérations de trésorerie et opérations interbancaires* » tirée des comptes de résultat et le poste correspondant dans les situations.

– r_{it}^3 , le rendement moyen des titres achetés sur le marché financier, est le rapport entre la somme des postes « *produit des opérations sur titres* », « *produit des titres de placement, d'investissement et de participation* », « *plus-values sur réalisation de titres d'investissement et de participation* » diminuée des « *charges sur titres de placement et d'investissement* », des « *moins-values sur réalisation de titres de placement et de participation* » tirés des comptes de résultats et la somme des postes correspondants dans les situations¹⁴.

– s_{it}^1 , le coût moyen des dépôts rémunérés, est le rapport entre la somme des postes « *charges sur comptes créditeurs à terme* », « *charges sur compte d'épargne à régime spécial* » et « *charges sur bons de caisse* » tirés des comptes de résultats et celle des postes correspondants dans les situations.

– s_{it}^2 , le coût moyen des titres émis sur le marché monétaire, est le rapport entre la somme des postes « *charges sur opérations de trésorerie et opérations interbancaires* », « *charges sur dettes représentées par un titre du marché interbancaire* », « *charges sur dettes représentées par un titre de créances négociables* » tirés des comptes de résultats et la somme des postes correspondants dans les situations.

– s_{it}^3 , le coût moyen des titres émis sur le marché financier, est le rapport entre la somme des postes « *charges sur opérations sur titres* », « *charges sur dettes représentées par une obligation ou assimilée* », « *charges sur autres dettes représentées par un titre* » tirés des comptes de résultats et celle des postes correspondants dans les situations.

3) Parts de marché

Il serait souhaitable, pour être en cohérence avec le modèle théorique, de calculer la part de marché de chaque banque en termes de crédits nouveaux, et non d'encours de crédit. Or, les documents comptables remis au Secrétariat Général de la Commission Bancaire ne recensent que les encours. Toutefois,

14. Les règles régissant la tenue des documents comptables par les banques ayant été modifiées en 1990, les définitions qui précèdent sont celles relatives à la période 1991-1992 de notre échantillon. Par ailleurs, après 90, il est impossible de distinguer complètement du côté de l'actif les titres du marché monétaire et les titres du marché financier.

la série de crédits nouveaux évaluée dans une étude antérieure (BAUMEL [1997]) pour les banques AFB montre que les parts de marché calculées sur la base des encours sont voisines de celles calculées en termes de crédits nouveaux. On peut toujours écrire, en effet :

$$\frac{EC_{it}}{EC_{tot,t}} = \frac{NC_{it}}{NC_{tot,t}} \frac{(EC_{it}/NC_{it})}{(EC_{tot,t}/NC_{tot,t})}.$$

Or, cette étude montre que le rapport EC_{it}/NC_{it} , qui dépend essentiellement de la structure des durées initiales des nouveaux crédits, diffère assez peu d'une banque à l'autre. C'est pourquoi nous avons calculé, pour l'ensemble des banques de notre échantillon, une part de marché à partir des encours de crédits.

Cette part de marché a été calculée, pour chaque banque, comme la moyenne, sur sa période d'observation, des parts de marché mesurées chaque année par le rapport entre l'encours de crédit de la banque au 31 Décembre et l'encours de crédit total des banques, tiré des publications de la Banque de France (Banque de France [1989, 1990, 1993]).

4) Taux de référence

Pour évaluer l'impact de la politique monétaire, nous utilisons quatre taux de référence tirés des séries macroéconomiques de la Banque de France :

- *tddf*, le taux directeur de la Banque de France, assimilé ici au taux de l'argent entre banques au jour le jour contre effets privés (en moyenne mensuelle, TMM).
- *tdep*, le taux des dépôts rémunérés, défini ici comme le taux des PEL.
- *tmon*, le taux du marché monétaire, défini comme le taux de l'argent entre banques à 3 mois pour la période 1978-1985 puis comme le PIBOR à 3 mois pour la période 1986-1992.
- *tfin*, le taux du marché financier, défini comme le taux de rendement des emprunts d'État à long terme. Ce taux n'étant pas disponible au début de la période de notre échantillon, il a été rétropolé à l'aide de sa régression sur le taux de rendement en bourse des obligations de 2ème catégorie.

3.3 Statistiques descriptives

Les tableaux suivants fournissent des éléments de description de notre échantillon.

La hiérarchie des divers types d'emplois et de ressources en fonction des rendements et coûts ressort clairement : les actifs dont le rendement est le plus élevé sont les titres du marché financier, devant les crédits et les placements sur le marché monétaire. Du côté des ressources, les moins onéreuses sont les dépôts rémunérés ; viennent ensuite les emprunts sur le marché monétaire et les titres émis sur le marché financier. On constate également que la variabilité des rendements et des coûts des titres du marché financier est de loin la plus élevée.

En ce qui concerne l'évolution temporelle de ces coûts et rendements, au regard notamment de l'inflation, la principale observation qui s'impose

TABLEAU 1
*Moyennes et écarts-types des variables**

							**	Nombre de banques
1980	12.7 2.0	10.1 2.0	14.6 7.1	10.5 2.0	9.9 2.4	14.6 7.9	10.8 -	60
1981	14.4 2.0	13.1 3.8	16.3 6.8	12.8 3.5	12.3 3.1	13.6 4.3	12.2	64
1982	14.1 2.0	12.9 2.4	16.4 6.7	12.0 2.6	11.5 2.6	14.3 5.2	8.6	60
1983	13.0 2.7	10.8 2.1	18.9 8.8	10.7 1.8	9.3 2.2	13.8 4.1	10.5	56
1985	12.0 2.4	9.5 1.6	17.9 8.9	8.5 2.1	8.9 1.8	12.4 5.3	6.0	66
1986	11.1 2.3	8.2 1.9	18.7 8.4	7.3 1.9	7.9 2.0	11.1 5.8	4.4	85
1987	10.4 2.4	7.4 1.5	16.0 8.3	7.3 3.6	7.5 1.6	12.0 6.7	3.0	97
1988	9.8 1.6	7.6 1.5	16.6 8.2	7.2 2.1	7.8 1.8	11.3 5.9	3.2	101
1989	10.2 1.6	8.5 2.0	16.9 9.3	7.9 3.5	8.9 1.8	11.4 5.2	2.5	106
1990	10.6 1.6	9.3 2.2	14.9 8.7	8.8 3.5	9.7 2.1	12.2 4.9	3.0	102
1991	10.5 1.5	9.1 1.9	13.3 6.6	7.8 2.4	9.5 1.6	10.2 1.7	3.2	94
1992	11.0 2.2	9.0 2.4	13.5 6.3	9.0 6.9	9.3 1.9	10.3 1.6	1.7	84

* Les chiffres sur la deuxième ligne sont les écarts-types.

** Taux d'inflation.

TABLEAU 2
*Évolution des taux de référence sur la période 1980-1992**

DATE	<i>t_{bdf}</i>	<i>t_{dép}</i>	<i>t_{mon}</i>	<i>t_{fin}</i>
1980	11.91	4.00	12.43	13.27
1981	16.22	5.30	16.08	16.13
1982	14.67	5.30	14.43	15.61
1983	12.57	6.05	12.48	13.55
1984	11.73	5.80	11.63	12.53
1985	9.87	5.03	9.87	10.92
1986	7.66	4.65	7.65	8.32
1987	7.82	4.62	8.22	9.54
1988	7.59	4.62	7.97	8.95
1989	9.20	4.62	9.60	8.87
1990	9.89	4.62	10.34	10.05
1991	9.63	4.62	9.67	8.97
1992	10.86	4.62	10.65	8.60

* Seul le dernier trimestre de chaque année est fourni

concerne leur augmentation importante, en termes réels, sur la période étudiée. La désinflation qu'a connue l'économie française sur cette période ne s'est pas accompagnée d'une diminution relative aussi marquée des coûts et rendements associés aux divers types d'actifs.

Ce constat est confirmé lorsque l'on regarde l'évolution des taux de référence au cours de la période (tableau 2).

4 Le modèle économétrique et son estimation

4.1 Spécification économétrique du modèle

Le modèle présenté dans la section 2 a abouti à une condition du premier ordre sur la distribution des crédits nouveaux. Cette équation (5) relie pour chaque banque le taux débiteur au coût des ressources, compte tenu de l'élasticité de la demande et de la structure de financement des nouveaux crédits retenue par la banque. Pour estimer cette équation, nous la réécrivons de la façon suivante :

$$(9) \quad r_{it}^{*1} = \frac{1}{\varepsilon_i} r_{it}^{*1} + \sum_{j=0}^3 d_{ji} s_{it}^{*j} + \sum_{k=1}^2 v_{ki} r_{it}^{*k} + \left(\sum_{j=0}^3 d_{ji} + \sum_{k=1}^2 v_{ki} - 1 \right) \pi_t + c_i^1 + \phi_{it}$$

où l'astérisque indique que les taux sont réels, ce qui explique l'introduction du taux d'inflation dans l'équation. Cette transformation de notre modèle est rendue nécessaire pour rendre compte du fait que l'écriture de la recette marginale en fonction de l'élasticité de la demande repose implicitement sur les taux réels (sauf à admettre l'hypothèse de totale illusion monétaire). D'autre part, l'interprétation des coefficients dans le cadre du modèle intertemporel suppose également que la condition du premier ordre soit écrite en fonction des taux réels (*cf.* la section 2.5).

Par ailleurs, comme nous l'avons vu précédemment, nous avons retenu, pour les élasticités, la spécification suivante :

$$\varepsilon_i = \varepsilon / [\theta_i (1 + \gamma_1 \theta_i + \gamma_2 \theta_i^2 + \gamma_3 \theta_i^3)]$$

que nous avons estimée sous la forme :

$$\varepsilon_i = \frac{1}{\theta_i [\beta_0 + \beta_1 \theta_i + \beta_2 \theta_i^2 + \beta_3 \theta_i^3]}$$

où θ_i est la part de marché de la banque i dans la distribution de nouveaux crédits. L'élasticité de la demande globale peut être estimée par $\hat{\varepsilon} = 1/\hat{\beta}_0$ et les paramètres α_i à partir de la relation $\alpha_i = (1/\beta_0)(\beta_1 \theta_i + \beta_2 \theta_i^2 + \beta_3 \theta_i^3)$.

Par ailleurs, nous admettons que les coûts marginaux opératoires peuvent, sur des sous-périodes courtes comme celles que nous avons définies pour l'estimation, être approximés par des effets spécifiques individuels c_i^{15} .

Enfin, nous supposons que les coefficients $d_{j,i}$ et $v_{k,i}$ sont aléatoires et peuvent s'écrire :

$$d_{j,i} = d_j + \eta_{ji} \quad \text{et} \quad v_{k,i} = v_k + \zeta_{ki}$$

où η_{ji} et ζ_{ki} sont des variables aléatoires d'espérance nulle et admettant une matrice de variances covariances Δ . Ceci conduit à un modèle dont les perturbations sont hétéroscédastiques, hétéroscédasticité prise en compte dans la procédure d'estimation utilisée, à savoir la méthode des moments généralisés.

Comme nous l'avons dit plus haut, compte tenu des changements institutionnels qu'a connus le système bancaire et financier au cours de la période étudiée, comme de l'impossibilité d'estimer le modèle sur l'ensemble de la période, nous avons distingué 2 sous-périodes : 1980-1983 et 1987-1992¹⁶. Comme nous le verrons, ces deux périodes se différencient quelque peu du point de vue de la structure de financement des crédits.

Nous avons estimé cette équation par la méthode des moments généralisés. Cette méthode permet de tenir compte simultanément de l'autocorrélation des perturbations et de leur hétéroscédasticité. L'autre justification du recours à la méthode des moments généralisés est l'endogénéité de certains régresseurs du modèle. En particulier, les variables associées aux coefficients $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ incorporent le taux des crédits nouveaux et sont, donc, évidemment endogènes. Afin de tenir compte de la possible corrélation des effets individuels avec les variables explicatives, nous avons retenu comme variables instrumentales les différences premières courantes et retardées des divers coûts et rendements moyens, à l'exception de ceux relatifs aux titres du marché financier, que nous pensons être mesurés avec erreur (leur inclusion dans la liste des instruments fait sensiblement baisser leur coefficient dans la régression, *cf. infra*), la part de marché, son carré ainsi que des indicatrices temporelles. Par ailleurs, suivant en cela la méthode proposée par ARELLANO et BOND [1992] pour les modèles dynamiques, les instruments sont définis de façon différenciée pour chaque année (*i.e.* chaque instrument de la liste précédente est multiplié par des indicatrices temporelles relatives à chaque année).

4.2 Les estimations

Nous présentons dans un premier temps les résultats obtenus pour la sous-période la plus récente (1987-1992).

15. Il est à noter que la présence de l'inflation dans notre équation interdit la prise en compte simultanée d'effets spécifiques temporels. En fait, compte tenu de la très forte prédominance de la variabilité inter-individuelle de ces coûts (liés notamment à la nature et à la structure du réseau des banques, caractéristiques qui varient peu sur une période assez courte), l'hypothèse faite ici apparaît très peu restrictive.

16. Les deux échantillons couvrent respectivement les périodes 1978-1983 et 1985-1992 mais, à cause des retards sur les variables instrumentales, les deux premières années sont « perdues ».

Les résultats associés à l'estimation par la méthode des moments généralisés (GMM) montrent qu'il ne semble pas exister de comportement d'arbitrage significatif, à l'actif, entre crédits et titres, du marché monétaire ou du marché financier, puisque le coefficient ν_2 est non significatif et que ν_3 , s'il l'est, prend une valeur assez faible. C'est donc essentiellement en s'endettant sur le marché monétaire, en émettant des titres financiers et en recourant aux dépôts rémunérés, que les banques financent leurs nouveaux crédits. Le recours au marché monétaire apparaît plus élevé que celui au marché financier (56 % contre 31 %), alors que le recours aux dépôts rémunérés apparaît comme le moins important (5 %). Cette hiérarchie est probablement robuste dans la mesure où, dans le cadre de l'interprétation inter-temporelle du comportement d'optimisation de la banque, la part des ressources courtes (obtenues sur le marché monétaire) est *a priori* sous-estimée ; alors que celle des ressources longues (obtenues sur le marché financier) est sur-estimée.

Si les estimations des paramètres β_j , $j = 0, 1, 2, 3$ conduisent à des estimations des élasticités individuelles ε_i assez fortement dispersées, l'interprétation de ces estimations dans un cadre de concurrence oligopolistique conduit à des conclusions tout à fait intéressantes. Tout d'abord, l'estimation de l'élasticité de la demande globale, égale à $1/\hat{\beta}_0$ apparaît très raisonnable puisqu'elle est égale à -0.72 , valeur intermédiaire entre les élasticités estimées par CHAUCHEAU et SAIDANE [1991] pour les crédits à l'habitat et les crédits de trésorerie aux ménages (égales à -2.5 et -2.8 respectivement), et celle relative aux crédits de trésorerie aux entreprises (égale à -0.2). La plus grande proximité de notre estimation avec cette dernière n'est guère surprenante dans la mesure où les crédits de trésorerie aux entreprises représentent plus de la moitié du total des nouveaux crédits (60 % en moyenne sur la période 1989-1992, cf. BAUMEL [1997]).

TABLEAU 3
Estimation du modèle sur la période 1987-1992

paramètre	GMM.		GMM avec r_3 et s_3 comme instruments		MCO	
	coeff.	stud.	coeff.	stud.	coeff.	stud.
β_0	1.394	4.96	1.369	6.02	0.661	3.53
β_1	-1.473	-4.51	-1.338	-4.63	-0.584	-3.18
β_2	0.387	4.03	0.332	4.00	0.152	3.03
β_3	-0.030	-3.57	-0.024	-3.54	-0.012	-2.96
$d1$ (dépôts rémunérés)	0.053	3.36	0.070	5.80	0.123	2.28
$d2$ (marché monétaire)	0.563	15.03	0.534	15.27	0.485	3.61
$d3$ (marché financier)	0.310	5.09	0.091	4.55	0.103	3.23
ν_2 (marché monétaire)	0.020	0.42	0.263	8.21	0.278	2.15
ν_3 (marché financier)	0.040	2.525	0.055	7.78	0.061	3.46
Nombre d'obs.	507			507		507
Stat. de Sargan (nsm*,dl)	47.4	(0.37, 45)		82.3	(0.13, 69)	

* nsm : niveau de significativité marginal.

Un autre résultat intéressant peut être déduit de nos estimations : nous avons calculé, selon la formule définie plus haut, les estimations des coefficients α_i pour chaque banque, coefficients qui peuvent s'interpréter en termes de variations conjecturales dans un modèle de concurrence oligopolistique. Rappelons qu'ils mesurent, pour chaque banque, la réaction attendue de la part de ses concurrentes à une modification de sa propre offre de crédits. Ils tendent vers -1 pour les entreprises, ici les banques, soumises à une forte concurrence et vers $+\infty$ pour les banques qui domineraient le marché. Nous avons calculé un α moyen pour quatre catégories de banques : les « 3 grandes », les autres grandes banques (définies comme les autres banques du premier quartile, en termes de part de marché), les banques moyennes (le deuxième quartile) et les petites banques (les deux derniers quartiles). On obtient :

TABLEAU 4
Estimation des variations conjecturales

	les 3 grandes	grandes	moyennes	petites
α moyen	-0.975	-0.360	-0.062	-0.023
(écart-type)	(0.038)	(0.300)	(0.017)	(0.008)

Ces estimations conduisent à la conclusion que les trois grandes banques sont plus fortement soumises à la concurrence que les banques de taille plus faible. Ce résultat rejoint celui obtenu par DE BANDT et DAVIS [1999] qui montrent que sur le marché français du crédit, les grandes banques font face à une concurrence sensiblement plus forte que les petites. Ceci peut s'expliquer par le fait que les petites banques sont plus spécialisées et/ou travaillent dans un champ géographique plus limité que les grandes banques de réseau et bénéficient alors d'une bonne implantation locale. On peut remarquer, par ailleurs, que les estimations obtenues des variations conjecturales sont toutes négatives. En d'autres termes, le marché du crédit apparaît assez concurrentiel : aucune banque ne peut fixer un prix significativement supérieur à celui du marché.

Enfin, du point de vue économétrique, la comparaison des estimations de référence (colonne 1) avec celles obtenues, tout d'abord, en incluant les taux relatifs aux titres du marché financier dans la liste des instruments comme avec celles des MCO, en niveau, confirme la pertinence des hypothèses statistiques retenues. Ainsi, l'introduction du coût et du rendement des titres du marché financier dans la liste des instruments conduit à une baisse du coefficient associé au coût des titres du marché financier et l'on peut, par ailleurs, observer une sorte de compensation qui conduit le coefficient relatif à l'arbitrage avec les titres du marché interbancaire à devenir très fortement positif, résultat peu satisfaisant par rapport à la logique du modèle.

De même, les estimations des MCO font apparaître des différences significatives avec celles obtenues par la méthode des moments généralisés, en particulier pour les coefficients liés aux variables endogènes, c'est-à-dire les coefficients β . De plus, pour les coefficients relatifs aux titres du marché monétaire et du marché financier, on peut ici encore, déceler l'impact des probables erreurs de mesure sur le rendement et le coût des titres du marché financier, comme l'existence d'une corrélation de ces variables avec les effets spécifiques individuels.

4.3 Stabilité temporelle des estimations

Il est intéressant de comparer les résultats relatifs à la période 1987-1992 avec ceux relatifs à la période 1980-1983, *i.e.* la période antérieure à la réforme bancaire de 1984. Les estimations obtenues sont présentées dans le tableau 5.

TABLEAU 5
Estimation de l'équation de distribution des crédits nouveaux sur la période 1980-1983

paramètre	1980-83	
	Estimation	Student
β_0	4.533	6.92
β_1	-8.035	-5.94
β_2	2.572	5.84
β_3	-0.223	-6.01
d1 (dépôts rémunérés)	0.130	5.24
d2 (marché interbancaire)	0.460	5.80
d3 (marchés financiers)	0.268	5.50
v1 (marché interbancaire)	0.136	1.52
v2 (marchés financiers)	0.052	1.68
Nombre d'obs.	224	
Stat. de Sargan (nsm,dl)	39.28	0.059(27)

Plusieurs différences méritent d'être notées. En premier lieu, on peut constater que le recours des banques aux marchés monétaire et financier pour le financement de leurs crédits semble avoir été moins important avant 1984 qu'il ne l'est depuis. À l'inverse, la part des dépôts rémunérés dans le total des ressources mobilisées pour financer les crédits a baissé. Ceci rejoint en partie le constat effectué par BOUTILLIER et DÉRANGÈRE [1992] sur l'influence du ratio dépôts/total des ressources dans la fixation du taux débiteur des banques. Cette évolution peut traduire la réalisation de l'un des objectifs de la réforme bancaire de 1984, visant à « *marchéiser* » les comportements bancaires (*cf.* BOUTILLIER et CORDIER [1994]). De fait, il apparaît que la part des titres dans les bilans bancaires a significativement augmenté au cours de cette période puisqu'elle est passée, à l'actif, de 5 % en 1980 à 14 % en 1992 et au passif, de 5 % à 29 % sur la même période.

Les résultats qui précèdent nous ont permis de mettre en évidence la relation existant entre le taux des crédits pratiqué par les banques et les coûts des ressources (les taux de référence) à lever pour financer ces crédits. Afin d'évaluer l'impact d'un changement du taux directeur de la Banque de France sur le taux des crédits distribués, il nous faut donc maintenant étudier les relations entre ce taux directeur et les taux de référence.

4.4 Impact d'un changement du taux directeur de la Banque de France

On a montré dans la section 2.6 que l'impact d'un changement du taux directeur sur celui des crédits est donné par l'équation :

$$\frac{\partial r_t^1}{\partial t b d f_t} = a_1 d_1 + a_2 (d_2 + v_2) + a_3 (d_3 + v_3).$$

L'évaluation de cette quantité suppose de disposer, outre les coefficients de financement estimés à partir de l'équation précédente, d'estimations des paramètres $a_1 = \partial t d e p / \partial t b d f$, $a_2 = \partial t m o n / \partial t b d f$ et $a_3 = \partial t f i n / \partial t b d f$ reliant les taux de référence au taux directeur de la Banque de France.

Pour obtenir ces estimations, nous avons régressé ces taux de référence sur le taux directeur de la Banque de France à partir de données trimestrielles couvrant la période 1978-1992. Les résultats de ces régressions sont présentés dans le tableau 6.

TABLEAU 6

*Estimations du degré d'indexation des taux de référence au taux BdF**

	TDEP	TMON	TFIN
cte	3.639	0.966	2.797
	(13.13)	(4.08)	(4.31)
TBDF	0.110	0.920	0.789
	(4.29)	(42.15)	(13.15)
RMSE	0.549	0.468	1.287

* Les chiffres entre parenthèses sont les *t* de Student.

On constate, comme on pouvait s'y attendre, que le taux du marché monétaire est très fortement indexé sur le taux directeur de la Banque de France ($a_2 = 0.920$), l'indexation des deux autres taux étant moins marquée, surtout pour ce qui concerne le taux des dépôts ($a_3 = 0.789$, $a_1 = 0.110$).

À partir des estimations précédentes des coefficients de financement, on obtient alors une évaluation de l'impact d'une modification du taux directeur de la Banque de France égale, pour la période 1987-1992, à 0.80. Une modification d'un point du taux directeur se répercuterait pour les trois-quarts environ sur le taux des crédits nouveaux¹⁷. Pour la période 1980-1983, cet impact est évalué à 0.65, résultat très proche de celui obtenu par SZYMCZAK [1987], par exemple, pour lequel toute baisse de 1 point du taux directeur se serait traduit en moyenne sur la période 81-84 par une diminution de 0.56 point du taux de

17. BENSÂID et de PALMA [1995] concluent à une transmission supérieure à « un pour un » de la politique monétaire. Ce résultat surprenant tient, pour une part, au fait que le coût marginal des ressources est, dans leur article, assimilé au taux de la politique monétaire, ce qui ne tient évidemment pas compte de l'existence de ressources à taux quasi fixes comme les dépôts. Mais surtout, le surajustement du taux débiteur est lié dans leur analyse au comportement de marge des banques confrontées à une élasticité finie de la demande de crédits. Ici, nous avons bien vérifié, à partir du calcul des élasticité banques par banques, que l'on pouvait, au niveau agrégé, négliger cet effet.

base bancaire. Il semble donc que le degré de réaction du taux des crédits aux modifications du taux directeur de la Banque de France se soit légèrement accru depuis 1984 ; évolution résultant du recours croissant des banques aux marchés monétaire et financier pour le financement de leurs crédits.

5 Conclusion

Les estimations de notre modèle semblent valider l'interprétation de la relation entre taux du crédit et taux de marché en terme de « *facturation du coût des ressources bancaires* ». Elles justifient, en particulier, l'hypothèse d'existence d'une structure de financement et de refinancement des crédits nouveaux. De façon plus précise, nos estimations sur la sous-période la plus récente (1987-1992) suggèrent que pour financer leurs nouveaux crédits, les banques ont fait appel, par ordre décroissant d'importance, au marché monétaire, au marché financier et aux dépôts rémunérés. Les estimations sur la période 1980-1983 suggèrent, en outre, que la part des ressources de marché dans le financement des nouveaux crédits a augmenté au détriment de la part des dépôts.

Par ailleurs, nos résultats d'estimation semblent conforter l'hypothèse de concurrence imparfaite sur le marché du crédit. Dans ce cadre, l'analyse des estimations conduit à une élasticité de la demande globale de crédit de l'ordre de 0.7 et à la conclusion que, sur le marché du crédit, les « *3 grandes banques* » sont soumises à une plus forte concurrence que les banques de plus petite taille.

Enfin, pour ce qui est de l'impact de la politique monétaire, nous montrons qu'une variation d'un point du taux directeur de la Banque de France se répercute à environ 80 % dans le taux des crédits bancaires ; répercussion qui semble s'être légèrement accrue par rapport à la période antérieure à 1984 puisque, pour cette période, on évalue cette répercussion à environ 65 %, chiffre assez voisin de celui obtenu, pour une période comparable, dans des travaux antérieurs. ■

• Références bibliographiques

- ADAR Z., AGMON T., ORGLER Y.E. (1975). – « Output Mix and Jointness in Production in the Banking Firm », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 7, pp. 235-243.
- ARTUS P. (1994). – « Recul de la distribution de crédit : effet de demande ou effet d'offre ? », *Document de Travail* n° 1994-04/T, Caisse des Dépôts et Consignations.
- ARTUS P. (1996). – « Le comportement des banques face à des fortes modifications des flux d'épargne et de financement », *Revue Économique*, vol. 47, n° 3, pp 719-728.
- BALTENSPERGER P. (1980). – « Alternative Approaches to the Theory of the Banking Firm », *Journal of Monetary Economics*, Vol 6, n° 1.
- BANQUE de FRANCE (1989-90). – *Bulletin Trimestriel*, n° 73.
- BANQUE de FRANCE (1990). – Statistiques Monétaires et Financières Annuelles, *collection Statistiques*.
- BANQUE de FRANCE (1993). – *Bulletin Trimestriel*, n° 88.
- BAUMEL L. (1997). – « Les crédits nouveaux mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992. Une évaluation des montants et des durées initiales », *Bulletin de la Banque de France*, n° 40, pp. 101-115.
- BELLANDO R., LAVIGNE A. (1992). – « Taux d'intérêt débiteurs et créditeurs en Europe. Une approche en terme de causalité », *Revue Économique*, vol. 43, n° 3, pp 383-404.
- BELLANDO R., POLLIN J.P. (1996). – « Le canal du crédit en France depuis la déréglementation financière : quelques tests exploratoires », *Revue Économique*, vol. 47, n° 3, pp. 731-742.
- BENSAÏD B., de PALMA A. (1995). – « Politique monétaire et concurrence bancaire », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 40, pp. 161-176.
- BERNANKE B.S., BLINDER A.S. (1988). – « Credit, Money and Aggregate Demand », *American Economic Review*, vol.78, n° 2, PP. 435-439.
- BERNANKE B.S., LOWN C.S. (1991). – « The Credit Crunch », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, pp. 205-247.
- BOUTILLIER M., DÉRANGÈRE S. (1992). – « Le taux du crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », *Revue Économique*, vol. 43, n° 2, pp. 363-381.
- BOUTILLIER M., CORDIER J. (1994). – « L'adaptation de l'intermédiation financière française aux nouvelles modalités de gestion du change », *Cahiers Économiques et Monétaires*, n° 43, pp. 247-276, Banque de France.
- CHAUVEAU T, SAIDANE D. (1991). – « Le pouvoir des banques sur le marché du crédit : essai de comparaison internationale », *Observations et Diagnostics Économiques*, n° 35, pp. 135-166.
- DE BANDT O., DAVIS E.P. (1999). – « Competition, Contestability and Market Structure in European Banking Sectors on the Eve of EMU », à paraître dans le *Journal of Banking and Finance*.
- DESQUILBET J.B., POLLIN J.P. (1995). – « Taux de marché et coût du crédit dans une économie partiellement désintermédiée », *Revue Économique*, vol. 46, n° 2, pp. 283-300.
- DIETSCH M. (1988). – « Élasticité de la demande de crédit et taille des entreprises », *Mimeo*, Institut d'Études Politiques, Strasbourg.
- DIETSCH M. (1992). – « Quel modèle de concurrence dans l'industrie bancaire ? », *Revue Économique*, vol. 43, n° 2, pp. 229-260.
- DUPUY M., DURAND D., SASSENOU M. (1994). – « Instruments de politique monétaire et structures de bilan bancaire », document de travail n° 1992-15/E, Caisse des Dépôts et Consignations.
- ELYASANI E., KOPECKY K.J., VAN HOOSE D. (1995). – « Costs of Adjustment, Portfolio Separation and the Dynamic Behavior of Bank Loans and Deposits », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 27, n° 4, pp. 957-974.
- GRIMAUD A., ROCHET J.C. (1994). – « L'apport du modèle de concurrence monopolistique à l'économie bancaire », *Revue Économique*, vol. 45, n° 3, pp. 715-725.

- IWATA G. (1974). – « Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly », *Econometrica*, vol. 42, n° 5.
- KLEIN M.A. (1971). – « A Theory of the Banking Firm », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 3, pp. 205-218.
- KASHYAP A.K., STEIN J.C. (1995). – « The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 42, pp. 151-195.
- KASHYAP A.K., STEIN J.C. (1997). – « What do a Million Banks Have to Say About the Transmission of Monetary Policy? », *Working Paper* n° 6056, NBER.
- MARTIN C., ROSENWALD F. (1996). – « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux » NER 37, Banque de France.
- MOLYNEUX P., LLOYD-WILLIAMS D.M., THORNTON J. (1994). – « Competitive Conditions in European Banking » *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, n° 3, pp. 445-459.
- OLINER S.D., RUDEBUSCH G.D. (1996). – « Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance: Comment », *American Economic Review*, vol 86, n° 1, pp. 300-309.
- PAQUIER O. (1994). – « Les effets de la politique monétaire passent-ils par le crédit ? », *Revue française d'économie*, 9(2), printemps, pp. 71-104.
- RAMEY V. (1993). – « How Important is the Credit Channel in the Transition of Monetary Policy? », *Working Paper* n° 4285, NBER.
- ROCHET J.C. (1992). – « Concurrence imparfaite et stratégie bancaire », *Revue Économique*, vol. 43, n° 2, pp. 261-275.
- ROSENWALD F. (1995). – « L'influence de la sphère financière sur la sphère réelle : les canaux du crédit », *Bulletin de la Banque de France*, 1^{er} trimestre, pp. 105-121.
- ROSENWALD F. (1998). – « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 52, pp. 53-76.
- SANTOMERO A.M. (1984). – « Modeling the Banking Firm », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol 16, n° 4, pp. 576-602.
- SZYMCZAK P. (1987). – « Taux d'intérêt et système bancaire », *Économie et Prévision*, n° 77, pp. 3-39.