
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**LA RELATION ENTRE LE TAUX DES CREDITS ET
LE COUT DES RESSOURCES BANCAIRES :
MODELISATION ET ESTIMATION SUR DONNEES
INDIVIDUELLES DE BANQUES**

Laurent Baumel et Patrick Sevestre

octobre 1997

NER # 48



**LA RELATION ENTRE LE TAUX DES CREDITS ET
LE COUT DES RESSOURCES BANCAIRES :
MODELISATION ET ESTIMATION SUR DONNEES
INDIVIDUELLES DE BANQUES**

Laurent Baumel et Patrick Sevestre

octobre 1997

NER # 48

La relation entre le taux des crédits
et le coût des ressources bancaires.
Modélisation et estimation
sur données individuelles de banques.

Laurent BAUMEL* et Patrick SEVESTRE†

Juin 1998‡

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 monopolistique 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 financier, au marché monétaire et aux dépôts, et conduisent à évaluer la répercussion de la politique monétaire sur le taux des crédits à environ un demi.

Adresser toute correspondance à:
P. Sevestre, ERUDITE, Université Paris XII-Val de Marne,
58 Avenue Didier, 94210 La Varenne Saint-Hilaire.
e-mail: sevestre@univ-paris12.fr

*CENTRE DE RECHERCHE, BANQUE DE FRANCE

†UNIVERSITE PARIS XII - VAL DE MARNE et CENTRE DE RECHERCHE, BANQUE DE FRANCE

‡Les auteurs tiennent à remercier J. Cordier, M. Dietsch, 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 XLVème colloque annuel de l'AFSE pour leurs commentaires et suggestions. Toute erreur ou imprécision qui pourrait subsister ne saurait leur être attribuée.

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 Etats-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, pour tenir compte notamment de l'hétérogénéité observée sur les coûts et rendements moyens des banques, nous retenons l'hypothèse de concurrence monopolistique 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 mixte à effets fixes et 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.

¹Nous 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:

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

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.	D^0 : dépôts à vue.
A^2 : titres achetés sur le marché monétaire.	D^1 : dépôts rémunérés de la clientèle.
A^3 : titres achetés sur le marché financier.	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'optimalité.³ C'est pourquoi nous introduisons ici explicitement la distinction entre opérations nouvelles et encours.

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

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

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

³Nous avons montré par ailleurs (Baumel (1997)) que dans le cas des crédits, cette substitution, souvent opérée faute de données, pose un certain nombre de problèmes pour l'analyse conjoncturelle.

avec:

$$\begin{aligned}
EA_{it}^l &= \text{encours d'actif } l \text{ à la date } t \\
NA_{it}^l &= \text{acquisitions brutes d'actif } l \text{ à la date } t \\
NV_{it}^l &= \text{cessions d'actif } l \text{ à la date } t \\
(NA_{it}^l - NV_{it}^l) &= \text{acquisitions nettes d'actif } l \text{ à la date } t \\
\delta_{it}^l &= \text{taux d'amortissement de l'actif } l \text{ à la date } t.
\end{aligned}$$

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 . A 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 $NV_{it}^1 = 0$.

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:

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

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

et l'équilibre du bilan:

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

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

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 .⁴ $r_{it}^{l,t-1}$ et $s_{it}^{j,t-1}$ représentent les rendements et coûts moyens, à la date t , des

⁴Notre 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

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 (1996) 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 individuelle notée $\delta_{r,it}^l$ ou $\delta_{s,it}^j$ pour la banque i ⁵:

$$\begin{aligned} r_{it}^2 &= tmon_t + \delta_{r,it}^2 \\ r_{it}^3 &= tfin_t + \delta_{r,it}^3 \\ s_{it}^2 &= tmon_t + \delta_{s,it}^2 \\ s_{it}^3 &= tfin_t + \delta_{s,it}^3 \end{aligned}$$

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

dans les nouvelles acquisitions que cette cession a pour but de financer. La valeur de l'actif NV_{it}^l est alors mesurée au prix du marché.

⁵Pour les coûts 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.

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 $N\tilde{D}_{it}^1$ 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 monopolistique. Cette hypothèse, fondée sur l'observation empirique de l'existence d'écart de taux significatifs d'une banque à l'autre, rejoint par ailleurs les résultats obtenus, pour la France, par Molyneux et al. (1994) dans une étude sur la nature concurrentielle du marché du crédit dans différents pays européens. 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

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

Nous retenons plus précisément la spécification suivante:

$$\varepsilon_i = \varepsilon / (\theta_i^1 \beta^g)$$

où θ_i^1 est la part de marché de la banque i dans la distribution de nouveaux crédits, ε un paramètre représentatif de l'élasticité de la demande globale, et β^g un paramètre représentatif de la catégorie g de la banque, ici sa classe de taille⁶. Dans l'optique de la concurrence monopolistique, 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 β^g 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

⁶En effet, les données disponibles ne permettent pas d'estimer un coefficient β spécifique à chaque banque.

Pollin (1995)); effets qui l'un et l'autre peuvent dépendre de la taille de la banque.⁷

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 Baltensperger (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 selon 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:

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

⁷Une interprétation alternative de cette spécification consiste à admettre l'hypothèse d'une concurrence oligopolistique; ϵ représente alors l'élasticité de la demande globale de crédits et β^g 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: $\beta^g = 1 + \sum_{m \neq i} \frac{\partial NA_{mt}^1}{\partial NA_{it}^1}$ vaut notamment 1 dans un jeu de type Nash-Cournot (cf. Iwata (1974)).

avec :

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

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:

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

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:

$$\begin{aligned} \frac{\partial N\tilde{D}_{it}^1}{\partial NA_{it}^l} \text{ ou } \frac{\partial ND_{it}^j}{\partial NA_{it}^l} &= d_{jl,i} \quad , \quad \frac{\partial NV_{it}^k}{\partial NA_{it}^l} = v_{kl,i} \\ \frac{\partial N\tilde{D}_{it}^1}{\partial REF_{it}^{t-1}} \text{ ou } \frac{\partial ND_{it}^j}{\partial REF_{it}^{t-1}} &= dref_{j,i} \quad , \quad \frac{\partial V_{it}^k}{\partial REF_{it}^{t-1}} = vref_{k,i} \\ \frac{\partial N\tilde{D}_{it}^1}{\partial N\bar{D}_{it}^l} \text{ ou } \frac{\partial ND_{it}^j}{\partial N\bar{D}_{it}^l} &= -dd_{jl,i} \quad , \quad \frac{\partial NV_{it}^k}{\partial N\bar{D}_{it}^l} = -vd_{kl,i}. \end{aligned}$$

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 (Baltensperger (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 ($\frac{\partial CO}{\partial NA_{it}^l} = 0$).⁸ 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

⁸La globalisation des coûts opératoires dans les données comptables pourrait justifier en partie cette hypothèse simplificatrice.

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

peut alors se décomposer en:

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

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

$$\begin{aligned} \rho_{it}^0 &= -s_{it}^0 + \sum_j dd^{j0} s_{it}^j + \sum_k vd^{k0} r_{it}^k \\ \text{et } \rho_{it}^1 &= -s_{it}^1 + \sum_j dd^{j1} s_{it}^j + \sum_k vd^{k1} r_{it}^k \end{aligned}$$

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 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 Π_{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'actif.⁹ 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.

⁹Il 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.

Pour la banque i , la condition du premier ordre caractérisant la distribution des crédits nouveaux s'écrit alors:¹⁰

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

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 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 refinancement:¹¹

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

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:

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

La spécification linéaire adoptée plus haut se généralise alors sous la forme: $\partial N\tilde{D}_{it+\tau}^1 / \partial NA_{it}^l$ 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 $(d_{jl,i}^{k.N^j})_{k \in N}$ est décroissante et tend vers 0.

¹⁰Par ailleurs, nous omettons dans la suite l'indice 1 dans la désignation des coefficients de financement des nouveaux crédits.

¹¹Pour simplifier la présentation, nous ne tenons plus compte des ressources obtenues par cession de titres ni des coûts opératoires.

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 due sur les crédits nouveaux au bout de τ périodes¹², et un coût actualisé égal à

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

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 . A 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.

¹² 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)).

2.6 - L'impact de la politique monétaire

Le modèle précédent permet d'explicitier 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:

$$r_{it}^1 \left(1 - \frac{1}{\varepsilon_i}\right) = \tilde{c}_{it}^1 + d_{1,i} tdep_t + (d_{2,i} + v_{2,i}) tmon_t + (d_{3,i} + v_{3,i}) tfin_t \quad (6)$$

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 banques¹³, on obtient donc:

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

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 $a_1 = \partial tdep / \partial tddf$, $a_2 = \partial tmon / \partial tddf$, $a_3 = \partial tfin / \partial tddf$ des 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 ($\partial \tilde{c}_t^1 / \partial tddf = 0$), la dérivation de (7) fournit la relation:

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

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.

¹³ Avec pondération par les parts de marché.

3 - Les données.

3.1 - Description de l'échantillon.

Trois échantillons de données relatifs aux périodes 1980-1983, 1985-1988 et 1989-1992 ont été constitués à partir des situations territoriales (des bilans) et des comptes de résultats des banques. Ces échantillons, cylindrés par sous-période, comportent respectivement 52, 54 et 81 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 1980 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 modèle¹⁴. 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. Il en a résulté un échantillon de 208 banques, observées au moins une année entre 1979 et 1992. Le cylindrage par sous-périodes (respectivement 1980-83, 1985-88 et 1989-92¹⁵) a conduit à trois sous-échantillons comportant respectivement 52, 54 et 81 banques¹⁶.

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

¹⁴Par 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).

¹⁵L'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.

¹⁶En fait, compte tenu du fait que le modèle est estimé en différences premières, le cylindrage porte sur 5 années. La comparaison des estimations obtenues par les Moindres Carrés Ordinaires, sur les fichiers cylindré et non cylindré relatifs à la période 1989-1992 montre que l'on peut considérer que ce cylindrage n'induit pas de biais (cf. le tableau 3). De fait, l'absence des banques certaines années résulte plus d'un problème de disponibilité statistique de l'information que de comportements atypiques de ces banques et en tous cas pas de créations et/ou de disparitions.

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)).

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 situations¹⁷.

- 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

¹⁷Les 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.

Général de la Commission Bancaire ne recensent que les encours. Toutefois, 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)). L'intérêt de considérer la part de marché moyenne de chaque banque est d'éviter que celles-ci ne changent de groupe de taille d'une année à l'autre, ce qui, nous l'avons constaté, perturbe énormément les estimations.

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'Etat 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 des trois sous-échantillons que nous avons constitués, correspondant aux trois périodes étudiées.

Insérer le Tableau 1

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, 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 concerne leur augmentation importante, en termes réels, sur la période étudiée. La désinflation qu'a connu 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)

Insérer le 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 inter-temporel 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:

$$\varepsilon_i = \varepsilon / (\theta_i^1 \beta^g)^{18}$$

où θ_i^1 est la part de marché de la banque i dans la distribution de nouveaux crédits, ε un paramètre représentatif de l'élasticité de la demande globale, et β^g un paramètre représentatif de la catégorie g de la banque, ici sa classe de taille. Nous considérons ainsi 4 groupes de banques: les "3 grandes", les moyennes (le premier décile hormis les "3 grandes"), les petites (les deux premiers quartiles (hormis le premier décile) et les très petites (les deux derniers quartiles)).¹⁹

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^1 .²⁰

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.

De plus, compte tenu des changements institutionnels qu'a connu le système bancaire et financier au cours de la période étudiée, comme de la perte d'information considérable qu'aurait entraîné le cylindrage de l'échantillon sur la période 1980-1992, nous avons en fait distingué 3 sous-périodes: 1980-1983, 1985-1988 et 1989-1992. Ceci permet notamment de pouvoir tenir compte d'éventuelles modifications de la structure de financement des crédits. Enfin, le modèle est estimé en différences premières afin d'éliminer les effets spécifiques individuels. L'équation que nous estimons s'écrit donc:

$$\begin{aligned} r_{it}^{*1} - r_{it-1}^{*1} &= \frac{\beta^g}{\varepsilon} \theta_i^1 (r_{it}^{*1} - r_{it-1}^{*1}) + \sum_{j=1}^3 d_j (s_{it}^{*j} - s_{it-1}^{*j}) \\ &+ \sum_{k=2}^3 v_k (r_{it}^{*k} - r_{it-1}^{*k}) + \left(\sum_{j=1}^3 d_j + \sum_{k=2}^3 v_k - 1 \right) (\pi_t - \pi_{t-1}) + \phi_{it} - \phi_{it-1} \end{aligned} \quad (10)$$

où la perturbation ϕ_{it} est hétéroscédastique.

¹⁸D'autres spécifications des élasticités ont été testées: une élasticité constante pour toutes les banques, ou une élasticité de la forme $\varepsilon_i = \frac{\varepsilon}{\beta_1^g + \beta_2^g \theta_i}$. Les estimations qui en ont résulté étant de mauvaise qualité, ces spécifications alternatives n'ont pas été retenues.

¹⁹Changer la répartition des banques entre groupes affecte l'estimation des coefficients β^g mais ne modifie pas celles des coefficients de financement.

²⁰Il 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.

Nous avons estimé cette équation par la méthode des moments généralisés. Cette méthode permet de tenir compte simultanément de l'autocorrélation des perturbations (celle liée à la différenciation comme celle, éventuelle, des perturbations du modèle initial) 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, la variable associée au coefficient β^g/ε incorporant le taux des crédits nouveaux est évidemment endogène. Nous avons retenu comme variables instrumentales les valeurs 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, ainsi que quatre indicatrices liées à la taille de la banque (grande, moyenne, petite, très petite). 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). Il faut noter que la somme des variables indicatrices de taille étant égale un, tout se passe donc comme si nous avions également inclus des variables indicatrices temporelles dans notre ensemble d'instruments.

4.2 Les estimations.

Nous avons retenu la sous-période la plus récente (1989-1992) comme période de référence, qui est par ailleurs celle où nous disposons du plus grand nombre d'observations. Les résultats de l'estimation de l'équation (10) sur cette période figurent ci-dessous.

Insérer le Tableau 3

Les résultats associés à l'estimation par la méthode des moments généralisés (GMM) montrent qu'il ne semble pas exister de comportement d'arbitrage, à l'actif, entre crédits et titres, du marché monétaire ou du marché financier, puisque les coefficients ν_2 et ν_3 sont non significatifs. C'est donc en s'endettant sur le marché monétaire, en recourant aux dépôts rémunérés et en émettant des titres financiers, que les banques financent leurs nouveaux crédits. Le recours au marché financier semble plus élevé que celui au marché monétaire (35,5% contre 20,9%), alors que le recours aux dépôts rémunérés apparaît comme le moins important (17,5%). La prédominance apparente du recours au marché financier peut traduire la réalisation de l'un des objectifs de la réforme bancaire de 1984, visant à "marchéiser" les comportements bancaires. 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 8% en 1989 à 16% en 1992 et au passif, de 15% à 27% sur la même période. Toutefois, il reste que 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. Ainsi, la hiérarchie des coefficients estimés peut donner une image trompeuse de la hiérarchie réelle des sources de financement. Par ailleurs, on peut constater que la somme des coefficients de financement est égale à 0.74, valeur sensiblement inférieure à 1, ce qui est parfaitement cohérent avec l'interprétation inter-temporelle de notre modèle.

Nos estimations nous permettent également de calculer pour chaque banque, à partir des coefficients estimés β^g/ε , une estimation de l'élasticité $\varepsilon_i = \varepsilon/(\beta^g \cdot \theta_i^1)$ de la demande de crédit qui s'adresse à elle. Ces élasticités prennent des valeurs plausibles puisque leur moyenne²¹ s'établit à -0.32, avec une variabilité raisonnable (l'écart-type est égal à 0.11, le minimum est de -0.06 et le maximum de -0.60). Cette élasticité, comprise dans l'intervalle des élasticités estimées par Chauveau 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 pour les crédits de trésorerie aux entreprises (égale à -0.2), est assez proche de cette dernière. Ceci n'est guère surprenant 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)).

Un autre résultat important est que cette élasticité croît, en valeur absolue, avec la taille de la banque. En fait, l'influence de la taille de la banque sur l'élasticité de la demande qui lui est adressée met en jeu deux effets de sens opposés:

- d'une part, comme le montrent les estimations, la valeur de $1/\beta^g$, dont on a dit qu'elle pouvait notamment rendre compte du type de clientèle de la banque, augmente lorsque la taille des banques croît. On considère généralement que les grandes entreprises sont plus susceptibles d'avoir accès aux marchés financiers que les petites, davantage contraintes par le crédit bancaire (cf. par exemple Oliner et Rudebusch (1996)). Elles peuvent donc plus facilement se reporter sur ces marchés en cas de hausse du coût du crédit, ce qui se traduit par une plus forte élasticité de leur demande de crédits (cf. Dietsch (1988)). La relation positive entre la taille de la banque et l'élasticité de la demande de crédits qui lui est adressée s'explique alors si l'on admet que la clientèle des grandes banques comporte davantage de grandes entreprises que celle des petites.²²

- d'autre part, l'élasticité de la demande qui s'adresse à chaque banque varie en fonction inverse de sa part de marché, l'effet de report de clientèle évoqué plus haut (cf. le paragraphe 2.2.3) jouant plus fortement pour les petites banques.

Au total, selon nos estimations, l'effet lié à la concurrence entre banques sur le marché du crédit est dominé par celui lié à la concurrence entre les types de

²¹ pondérée par la part de marché de chaque banque.

²² Avec l'interprétation en termes de variations conjecturales envisagée plus haut, ce résultat signifie alors que l'anticipation, par une banque, de la réaction de ses concurrents lorsqu'elle accroît son offre est d'autant plus importante que cette banque est grande. Ce résultat paraît assez intuitif. L'influence sur le marché d'une banque est positivement liée à sa taille.

financement (crédit ou financements de marché) offerts aux agents. Ainsi, la demande de crédit qui s'adresse aux grandes banques apparaît plus sensible aux fluctuations de son taux que celle adressée aux petites banques. Ce résultat est cohérent avec l'observation empirique de la baisse relative de la part moyenne des crédits dans l'actif des plus grandes banques (-1,2% pour les 3 grandes, -3% pour les autres grandes, entre 1989 et 1992) baisse qui s'oppose à une augmentation relative de cette part pour les plus petites (+0,4% pour les petites banques), alors même que l'on ne peut observer de divergence significative dans l'évolution de leurs taux qui croissent tous à peu près de manière identique (respectivement de +1,8%, +1,7% et +1,9%)²³.

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 statistique de Sargan supérieure au seuil théorique d'acceptation de l'exogénéité des instruments, confirmant notre intuition que ces variables sont mesurées avec erreur. De fait, le coefficient associé au coût des titres du marché financier apparaît sensiblement plus faible dans ce cas, 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. Une fois encore, ce résultat apparaît peu satisfaisant par rapport à la logique du modèle. De plus, les estimations des paramètres caractérisant l'élasticité de la demande qui s'adresse aux banques sont peu satisfaisants.

De même, les estimations des MCO sur le modèle écrit en niveau font apparaître des différences significatives avec celles obtenues par la méthode des moments généralisés, pour les coefficients relatifs aux titres du marché monétaire et du marché financier. Ici encore, on peut 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. On observe d'ailleurs également un biais négatif sur les coefficients relatifs aux élasticités.

Enfin, on peut remarquer que les estimations sur l'échantillon cylindré sont très peu différentes de celles obtenues sur l'échantillon non cylindré; ce qui confirme notre sentiment a priori quant à l'absence de biais de cylindrage dans nos estimations.

²³Par contre, ce résultat contredit celui obtenu par Kashyap et Stein (1995) sur données individuelles de banques américaines. Il faut toutefois noter que leur résultat est obtenu par opposition des grandes banques (premier quartile) aux autres (les trois derniers quartiles). Or nos résultats montrent que l'opposition n'est pas tant entre les très grandes banques et les autres qu'entre les banques grandes et moyennes (qui représentent les deux premiers quartiles) et les petites (qui représentent les deux derniers quartiles). Par ailleurs, le modèle estimé ne leur permet pas de distinguer entre effets d'offre et effets de demande (ibid. p.167).

4.3 Stabilité temporelle des estimations.

Il nous a paru intéressant de regarder si le constat qui vient d'être fait sur le mode de financement des nouveaux crédits par les banques vaut également pour les périodes antérieures à celle analysée ci-dessus. Pour cette raison, nous avons estimé le modèle précédent sur deux autres échantillons, relatifs respectivement aux périodes 1980-1983 et 1985-1988 (cf. le tableau ci-dessous).

Insérer le Tableau 4

Les résultats obtenus pour la période 1980-1983 conduisent à des estimations qui indiquent que la part des nouveaux crédits financés par recours aux dépôts rémunérés était beaucoup plus forte au cours de cette période 1980-1983 qu'elle ne l'a été au cours de la période 1989-1992. 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. A l'inverse, le recours au marché financier semble avoir été sur cette période beaucoup moins important que sur la période récente; observation qui, nous l'avons dit, peut correspondre au phénomène de "marchéisation" des comportements bancaires à partir de 1984. De fait, la part des titres financiers dans le passif bancaire, qui était de 2,4% en 1980, est passée à 5,7% en 1983, à 14,8% en 1989 et à 27% en 1992. Dans le même temps, la part des dépôts rémunérés est passée de 25,1% en 1980 à 14,9% en 1992.

Les résultats obtenus pour la période 1985-1988 sont intermédiaires. S'ils confirment la diminution de la part des dépôts rémunérés dans le financement des crédits nouveaux, ils n'indiquent pas de recours important au marché financier puisque les coefficients associés au coût et au rendement des titres du marché financier apparaissent non significativement différents de zéro. Une explication possible de ce résultat est que la réforme de 1984 n'ait pas eu d'effet immédiat et que supposer la constance des comportements sur la période 1985-1988 est une hypothèse qui ne correspond pas aux évolutions effectives des comportements, conduisant ainsi à des estimations biaisées. De fait, le coefficient associé au rendement des titres du marché monétaire apparaît ici significatif et ce résultat est assez difficile à interpréter dans le cadre de notre représentation de l'arbitrage entre actifs (il peut néanmoins s'expliquer si l'on admet que cette période a été marquée par une intensification du recours des entreprises à des modes de financements, ici à court terme, de marché, alternatifs au crédit bancaire).

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 suivant:

Insérer le Tableau 5

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 1989-1992, à 0.492. Une modification d'un point du taux directeur se répercuterait pour moitié environ sur le taux des crédits nouveaux²⁴. Ce résultat est 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 base bancaire²⁵.

²⁴Bensaïd 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.

²⁵Pour notre part, nous obtenons des coefficients égaux à 0.413 pour la période 1980-1983 et à 0.284 pour 1985-1988, cette dernière estimation nous paraissant, nous l'avons dit plus haut, peu crédible. Par ailleurs, l'approche de Szymczak, fondée sur l'utilisation d'une maquette du système bancaire, est très différente de celle utilisée ici puisque la simulation des effets d'une modification des taux est réalisée à encours inchangés.

5 - Conclusion.

Les estimations de notre modèle, réalisées sur diverses sous-périodes, 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 (1989-1992) suggèrent que pour financer leurs nouveaux crédits, les banques ont fait appel, par ordre décroissant d'importance, au marché financier, au marché monétaire et aux dépôts rémunérés. Toutefois, cette hiérarchie peut ne pas correspondre strictement aux comportements effectifs compte tenu du fait que le refinancement induit une sous-estimation de la part des ressources courtes et une surestimation de celle des ressources longues. Les estimations sur deux autres sous-périodes (1980-1983 et 1985-1988) suggèrent par ailleurs que la part des ressources de marché dans le financement des nouveaux crédits a augmenté au détriment de la part des dépôts.

Par ailleurs, l'hypothèse de concurrence monopolistique telle que nous l'avons spécifiée n'est pas rejetée. Les élasticités estimées augmentent avec la taille de la banque; ce que nous interprétons ici en considérant que l'effet de la concurrence entre les types de financement (crédit ou financements de marché) offerts aux agents domine l'effet lié à la concurrence entre banques sur le marché du crédit.

Enfin, pour ce qui est de l'impact de la politique monétaire, nous retrouvons, à partir des estimations de notre modèle, une conclusion voisine de celle obtenue dans des travaux antérieurs: une modification d'un point du taux directeur de la politique monétaire se répercuterait immédiatement pour environ la moitié sur le taux des crédits nouveaux.

6 Références.

ADAR Z., T. AGMON et Y.E. ORGLER (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 Economique*, 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. et A. LAVIGNE (1992) "Taux d'intérêt débiteurs et créditeurs en Europe. Une approche en terme de causalité", *Revue Economique*, vol. 43, N° 2, pp. 383-404.

BELLANDO R. et J.P. POLLIN (1996) "Le canal du crédit en France depuis la déréglementation financière : quelques tests exploratoires", *Revue Economique*, vol. 47, N° 3, pp. 731-742.

BENSAID B. et A. de PALMA (1995) "Politique monétaire et concurrence bancaire", *Annales d'Economie et de Statistique*, N° 40, pp. 161-176.

BERNANKE B.S. et A.S. BLINDER (1988) "Credit, Money and Aggregate Demand", *American Economic Review*, vol.78, N° 2, pp.435-439.

BERNANKE B.S. et C.S LOWN (1991) "The Credit Crunch", *Brookings Papers on Economic Activity*, N° 2, pp.205-247.

BOUTILLIER M. et S. DERANGERE (1992) "Le taux du crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut", *Revue Economique*, vol. 43, N° 2, pp. 363-381.

CHAUVEAU T. et D. SAIDANE (1991) "Le pouvoir des banques sur le marché du crédit : essai de comparaison internationale", *Observations et Diagnostics Economiques*, N° 35, pp.135-166.

DESQUILBET J.B. et J.P. POLLIN (1995) "Taux de marché et coût du crédit dans une économie partiellement désintermédiée", *Revue Economique*, vol. 46, N° 2, pp. 283-300.

DIETSCH M. (1988) "Elasticité de la demande de crédit et taille des entreprises", Mimeo, Institut d'Etudes Politiques, Strasbourg.

DIETSCH M. (1992) "Quel modèle de concurrence dans l'industrie bancaire ?", *Revue Economique*, vol. 43, N° 2, pp. 229-260.

DUPUY M., D. DURAND, et M. SASSENOU (1994) "Instruments de politique monétaire et structures de bilan bancaire", document de travail N° 1992-15/E, Caisse des Dépôts et Consignations.

ELYASANI E., K.J. KOPECKY et D. Van HOOSE (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. et J.C. ROCHET (1994) "L'apport du modèle de concurrence monopolistique à l'économie bancaire", *Revue Economique*, 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. et J.C. STEIN (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. et J.C. STEIN (1997) "What do a million banks have to say about the transmission of monetary policy?", Working Paper N° 6056, NBER.

MARTIN C. et F. ROSENWALD (1996) "Le marché des certificats de dépôts. Ecart de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux", NER 37, Banque de France.

MOLYNEUX P., D.M. LLOYD-WILLIAMS et J. THORNTON (1994) "Competitive conditions in European banking" *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, N° 3, pp. 445-459.

OLINER S.D. et G.D. RUDEBUSCH (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 Economique*, 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, pp105-121.

ROSENWALD F. (1996) "L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts", NER 39, Banque de France, à paraître dans Annales d'Economie et de Statistique.

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", Economie et Prévision, N° 77, pp. 3-39.

Tableau 1 : Moyennes et écarts-types des variables²⁶.

	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	s_{1t}	s_{2t}	s_{3t}	π_t^{27}	Nombre de banques
1980	11.1	10.1	15.0	9.7	9.4	13.7	10.8	52
	<i>1.4</i>	<i>1.4</i>	<i>3.8</i>	<i>1.3</i>	<i>1.5</i>	<i>4.0</i>	-	
1981	12.7	12.3	16.4	11.3	11.9	14.6	12.2	52
	<i>1.0</i>	<i>2.0</i>	<i>3.5</i>	<i>1.7</i>	<i>1.8</i>	<i>2.5</i>	-	
1982	12.6	11.6	17.0	11.1	10.9	15.2	8.6	52
	<i>1.1</i>	<i>1.6</i>	<i>3.5</i>	<i>1.2</i>	<i>1.5</i>	<i>2.7</i>	-	
1983	11.6	9.7	17.4	9.9	8.8	13.7	10.5	52
	<i>1.7</i>	<i>1.3</i>	<i>4.6</i>	<i>1.0</i>	<i>1.2</i>	<i>2.7</i>	-	
1985	10.9	9.1	15.8	8.2	8.6	12.2	6.0	54
	<i>1.2</i>	<i>1.0</i>	<i>4.2</i>	<i>1.2</i>	<i>1.0</i>	<i>2.1</i>	-	
1986	10.2	7.8	15.0	6.9	7.2	10.1	4.4	54
	<i>1.2</i>	<i>1.2</i>	<i>4.6</i>	<i>1.2</i>	<i>1.2</i>	<i>2.1</i>	-	
1987	9.8	7.2	15.5	6.4	6.9	10.7	3.0	54
	<i>1.1</i>	<i>1.0</i>	<i>5.1</i>	<i>1.0</i>	<i>1.0</i>	<i>2.7</i>	-	
1988	9.5	7.4	13.5	6.3	7.2	9.9	3.2	54
	<i>0.8</i>	<i>0.9</i>	<i>4.2</i>	<i>0.9</i>	<i>1.0</i>	<i>2.8</i>	-	
1989	9.8	8.9	13.8	6.8	8.9	10.7	2.5	81
	<i>1.0</i>	<i>1.4</i>	<i>4.7</i>	<i>1.9</i>	<i>1.5</i>	<i>3.8</i>	-	
1990	10.1	9.4	12.0	7.3	9.4	10.2	3.0	81
	<i>1.2</i>	<i>1.8</i>	<i>5.1</i>	<i>1.7</i>	<i>1.9</i>	<i>2.5</i>	-	
1991	9.9	8.8	11.2	6.9	9.0	9.4	3.2	81
	<i>1.1</i>	<i>1.3</i>	<i>3.8</i>	<i>1.3</i>	<i>0.9</i>	<i>1.1</i>	-	
1992	10.1	8.4	11.1	6.9	9.0	9.5	1.7	81
	<i>1.3</i>	<i>1.5</i>	<i>4.0</i>	<i>1.5</i>	<i>1.3</i>	<i>1.1</i>	-	

²⁶ Les chiffres en italique sont les écarts-types.

²⁷ Taux d'inflation.

**Tableau 2 : Evolution des taux de référence
sur la période 1980-1992.²⁸**

DATE	<i>tbdj</i>	<i>tdep</i>	<i>tmon</i>	<i>tfin</i>
80	11.91	4.00	12.43	13.27
81	16.22	5.30	16.08	16.13
82	14.67	5.30	14.43	15.61
83	12.57	6.05	12.48	13.55
84	11.73	5.80	11.63	12.53
85	9.87	5.03	9.87	10.92
86	7.66	4.65	7.65	8.32
87	7.82	4.62	8.22	9.54
88	7.59	4.62	7.97	8.95
89	9.20	4.62	9.60	8.87
90	9.89	4.62	10.34	10.05
91	9.63	4.62	9.67	8.97
92	10.86	4.62	10.65	8.60

²⁸Seul le dernier trimestre de chaque année est fourni.

Tableau 3 : Estimation du modèle (10) sur la période 1989-1992.

paramètre	GMM		GMM avec r_3 et s_3 comme instruments		MCO en niveau (éch. cylindré)		MCO en niveau (éch. non cylindr	
	coeff.	stud.	coeff.	stud.	coeff.	stud.	coeff.	stud.
$(1/\varepsilon).\beta^{grandes}$	6.107	2.64	3.707	2.03	4.072	2.64	5.113	3.11
$(1/\varepsilon).\beta^{moyennes}$	24.55	2.32	3.670	0.47	13.70	2.96	12.55	2.95
$(1/\varepsilon).\beta^{petites}$	86.44	1.82	13.14	0.39	78.06	5.10	110.4	8.02
$(1/\varepsilon).\beta^{t.petites}$	986.9	2.33	2.530	0.01	593.2	6.40	792.9	10.0
$d1$ (dépôts rémun.)	0.175	6.53	0.184	9.52	0.195	5.36	0.140	5.90
$d2$ (marché mon.)	0.209	2.02	0.228	2.80	0.467	6.99	0.450	9.35
$d3$ (marché fin.)	0.355	5.24	0.080	5.01	0.131	4.48	0.146	6.47
$\nu 2$ (marché mon.)	0.073	0.63	0.385	4.58	0.133	2.12	0.113	2.55
$\nu 3$ (marché fin.)	-0.001	-0.03	0.044	4.38	0.043	2.88	0.055	4.58
Nombre d'obs.	324		324		324		474	
Stat. de Sargan	31.82		48.68					
χ^2 (dl)	35.17 (23)		44.65 (31)					

Tableau 4 : Estimation de l'équation de distribution des crédits nouveaux sur les périodes 1980-1983 et 1985-1988.

paramètre	1980-83		1985-88	
	Estimation	Student	Estimation	Student
$(1/\varepsilon).\beta^{grandes}$	2.018	2.10	11.558	5.04
$(1/\varepsilon).\beta^{moyennes}$	22.034	4.06	18.542	1.92
$(1/\varepsilon).\beta^{petites}$	61.014	3.96	147.95	2.05
$(1/\varepsilon).\beta^{t.petites}$	165.69	1.01	423.36	1.06
d1 (dépôts rémunérés)	0.462	7.60	0.390	5.29
d2 (marché interbancaire)	0.204	3.64	0.306	4.28
d3 (marchés financiers)	0.098	4.45	0.032	0.99
v1 (marché interbancaire)	0.023	1.61	0.075	1.97
v2 (marchés financiers)	0.123	1.96	0.033	0.81
Nombre d'obs.	208		216	
Stat. de Sargan	26.61		30.73	
$\chi^2(23)$	35.17		35.17	

**Tableau 5 : Estimations du degré d'indexation
des taux de référence au taux Bdf.²⁹**

	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

²⁹Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaid, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinot, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaid and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'Afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation V.A.R. », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility ? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory : Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.
37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.

38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets "volume", volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaïd et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : Efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque du Centre de recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address:

BANQUE DE FRANCE
41.1391 - Centre de recherche
75 049 Paris CEDEX
tél : 01 42 92 49 59