

L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts

Fabienne ROSENWALD*

RÉSUMÉ. – Les conditions de financement des banques contribuent à expliquer leur comportement et en particulier les modifications de leur offre de prêt à la suite de différents chocs. Dans cet article nous utilisons des données sur les émissions de certificats de dépôts français pour étudier la sensibilité du taux à l'émission des certificats de dépôts au moment émis. Il s'agit de répondre à la question : une banque paie-t-elle plus cher une offre accrue de certificats de dépôts ? C'est ce comportement du taux à l'émission des certificats de dépôts en fonction du montant émis qui permettra de juger de la plus ou moins grande élasticité du financement extérieur des banques.

L'estimation économétrique sur nos données de Panel (400 banques sur 38 mois) de la sensibilité du taux en fonction du montant tient compte de l'endogénéité de la variable explicative et d'éventuels biais de sélection (puisque toutes les banques n'émettent pas tous les mois des certificats de dépôts). Ainsi, le modèle est estimé en différences premières en utilisant la méthode des variables instrumentales et la méthode des moments généralisés.

L'estimation effectuée révèle l'existence d'une élasticité du taux à l'émission en fonction du montant emprunté, élasticité qui est cependant économiquement peu importante.

The Effect of the Issued Amount on the CDs Rate

ABSTRACT. – In order to understand the transmission mechanism of different shocks we need to know whether the supply of CDs (certificates of deposits) available to any bank is perfectly elastic at the current rate, i.e. whether a bank can issue as many CDs as it wants without paying any premium. In this paper we use data on the French CDs market in order to study the sensibility of the CD's rate to the amount issued.

We use data on the CDs issued by 400 banks during 38 months. The estimation of the elasticity of the CD's rate to the amount issued is then based on Panel data. It has to take into account the endogeneity of the regressor and possible selection biases (some banks do not issue CDs every month). So the model is estimated in first differences by using instrumental variables and GMM (generalized method of moments).

The estimation reveals a significant elasticity of the rate to the issued amount, but this elasticity is economically relatively weak.

* F. ROSENWALD: ENSAE. A l'époque de la Rédaction de l'article, F. ROSENWALD faisait partie du Centre de Recherche de la Banque de France.

Je remercie particulièrement P. SEVESTRE et P. SICSIC pour leurs conseils et remarques ainsi que F. KRAMARZ et deux rapporteurs anonymes de la revue. Je reste seule responsable des erreurs et omissions.

1 Introduction

La création du marché français des certificats de dépôts en 1985 a ouvert de nouvelles sources de financement aux banques. Cet événement a une implication importante pour les effets de la politique monétaire qui ne se propagent que par le taux de marché si les banques peuvent émettre un montant de certificats de dépôts à leur discrétion au taux de marché. Une étude précédente réalisée par MARTIN et ROSENWALD [1996] met en évidence une variabilité inter-banques sur les taux à l'émission des certificats de dépôts. Cette variabilité subsiste même si on tient compte d'un effet clientèle. En particulier les banques de dépôts paient moins cher que les banques d'affaires leurs émissions de certificats de dépôts. Nous prolongeons ce premier constat sur le fonctionnement du marché des certificats de dépôts en étudiant la sensibilité du taux au montant émis : une banque paie-t-elle plus cher une offre accrue de certificats de dépôts ? C'est ce comportement du taux à l'émission des certificats de dépôts en fonction du montant émis qui permettra de juger de la plus ou moins grande élasticité du financement extérieur des banques.

Cet article se place dans le cadre d'une étude plus générale sur l'existence et l'importance d'un canal du crédit comme voie supplémentaire et amplificatrice de transmission de la politique monétaire dans le cas français ¹. Lors du dernier cycle conjoncturel qu'ont connu et que connaissent encore les pays industrialisés, devant la difficulté à expliquer la majeure partie des fluctuations observées, une attention toute particulière a été portée aux facteurs financiers et aux liens entre la sphère réelle et la sphère financière. Le rôle des imperfections financières du marché des capitaux sur la propagation et l'amplification des chocs, en particulier monétaires, a été ainsi mis en avant. Ainsi, à côté d'un canal traditionnel, appelé canal monétaire (liquidité-taux d'intérêt), certains économistes mettent en valeur des frictions sur le marché des capitaux comme élément fondamental de transmission et de propagation de chocs monétaires. Deux approches sont envisagées. Le canal du crédit au sens large ² part de la constatation qu'il existe des imperfections financières sur les marchés des capitaux (dues à des problèmes d'information imparfaite) ³. Tous les moyens de financement

1. Cf. BERNANKE et GERTLER [1955], MISHKIN [1996] et ROSENWALD [1995] pour une présentation de ce mécanisme et de la littérature associée et ROSENWALD [1996a] pour une étude dans le cas français.

2. Dans la littérature anglo-saxonne ce canal est appelé « crédit channel » ou « balance-sheet channel ».

3. La théorie des problèmes d'information permet d'expliquer ces phénomènes en rendant dépendantes les décisions réelles et financières, soit via des problèmes d'information cachée à la Myers-Majluf [1984] où les prêteurs ne sont pas sûrs de la qualité des emprunteurs, soit des problèmes d'agence à la Jensen-Meckling [1976] où on met l'accent sur les conflits d'intérêt entre le dirigeant de l'entreprise et les actionnaires. Dans ces deux cas on obtient un écart de coût entre le financement interne et le financement externe, appelé prime de financement externe, et donc une sensibilité des décisions réelles des agents à leurs fonds propres.

externe des agents sont des substituts imparfaits au financement interne et la différence de coût entre ces deux sortes de financement varie inversement avec la richesse nette de l'emprunteur. A l'effet direct sur les taux d'intérêt s'ajoute, via l'impact de la politique monétaire sur des variables comme la richesse de l'agent ou ses revenus, une amplification endogène due à l'existence de cette prime. Les effets d'un choc varient donc selon l'exposition des emprunteurs aux imperfections financières. Le canal large du crédit est ainsi le mécanisme par lequel la politique monétaire, et plus généralement tout choc, affecte la différence de coût entre le financement externe et le financement interne (choc sur la valeur des garanties, sur les prix futurs du capital, sur la valeur de l'immobilier par exemple). Les travaux se rattachant à ce courant étudient les conséquences des imperfections du marché des capitaux sur les moyens de financement des entreprises, sur leurs décisions d'investissement, d'emploi et de stockage, sur la nature des intermédiaires financiers et sur la propagation de chocs monétaires. Le canal strict du crédit⁴ distingue les crédits bancaires des autres moyens de financement. Il est plus particulièrement lié à la nature spéciale des banques par rapport aux autres intermédiaires financiers et repose sur une imparfaite substitution entre les prêts bancaires et les autres actifs financiers à la fois chez les banques et chez les entreprises (ou du moins dans une catégorie d'entre elles). Ainsi la politique monétaire agit directement sur les prêts bancaires : après une contraction monétaire les banques réajustent leur portefeuille en réduisant leur offre de prêts (elles ne peuvent pas compenser autrement à cause de l'imparfaite substitution dans leur bilan). L'activité des agents fortement dépendants de ce type de financement est alors affectée. La politique monétaire modifie ainsi les conditions sur le marché des prêts bancaires en exploitant l'impossibilité des banques à substituer sans friction un financement par émissions externes (certificats de dépôts) à un financement par dépôts. Le canal strict exige donc plus d'hypothèses que le canal large du crédit puisqu'il suppose en plus l'existence pour les banques d'une prime de financement externe pouvant être affectée par les conditions de la politique monétaire. La question qui importe, et qui est celle étudiée dans l'article, est donc celle de savoir si une banque paie plus cher un besoin accru de financement externe. Puisqu'il s'agit d'une condition nécessaire à l'existence d'un canal strict du crédit, les conclusions de l'étude nous permettront alors de conclure sur l'existence d'un tel mécanisme en France.

Du point de vue des travaux empiriques, il existe un autre courant de la littérature économique, essentiellement anglo-saxonne, qui s'est intéressé au comportement du marché des certificats de dépôts en dehors de celui lié à cette idée d'un canal strict du crédit. Ce deuxième courant étudie les taux à l'émission des certificats de dépôts aux États-Unis et teste s'il existe un prix du risque dans leur formation. Dans ce cas, il existerait un contrôle du marché ex-ante sur la qualité des banques (et non seulement ex-post par des phénomènes de retraits des dépôts) et les régulateurs bancaires pourraient se reposer sur cette discipline du marché pour l'analyse du risque et le contrôle

4. Dans la littérature anglo-saxonne ce canal est appelé « bank lending channel » ou « strict credit channel ».

prudentiel (« market discipline literature »). La question se pose parce que les grandes banques américaines semblent bénéficier d'une assurance implicite « TBTF : Too Big To Fail ». Il faut donc vérifier si, malgré ce phénomène, le marché donne un prix au risque de la banque émettrice, quelle que soit sa taille, c'est-à-dire si les investisseurs considèrent ou non que les certificats de dépôts émis par de grandes banques sont implicitement assurés.

Nous décrivons ces différentes études dans la deuxième partie de notre article. Nous verrons que, si le comportement des taux à l'émission des certificats de dépôts a été très étudié aux États-Unis, aucune étude n'a examiné explicitement le lien entre le taux et le montant émis et aucune conclusion n'existe sur l'élasticité de la demande de certificats de dépôts. L'hypothèse d'imparfaite élasticité de la demande sur le marché des certificats de dépôts utilisée par certains auteurs ne bénéficie donc d'aucune vérification empirique⁵. Dans une troisième partie nous décrivons nos données. Ce sont des données quotidiennes de janvier 1993 à février 1996. Elles proviennent de la base de données des titres de Créances Négociables, gérée par le Service des Intermédiaires et des Instruments de Marché (le SIIM) de la Direction des Marchés de Capitaux de la Banque de France, recensant les différentes caractéristiques de chaque émission sur ce marché : en particulier les durées – par nature non standardisées – de chaque titre, les montants, les souscripteurs initiaux et les taux appliqués à l'émission. Nous pouvons ainsi suivre le taux appliqué à chaque émetteur en fonction du montant demandé et de l'environnement économique. Puis, dans la dernière partie, nous exposons la modélisation économétrique choisie et les méthodes d'estimation utilisées afin de prendre en compte la dimension spatio-temporelle de nos données, le fait que la variable explicative n'est pas exogène et qu'il peut exister un biais de sélection. Nous commentons alors les conclusions obtenues sur le comportement du marché français des certificats de dépôts. Les estimations économétriques présentées dans ce travail aboutissent à une sensibilité statistiquement significative du taux au montant émis, sensibilité qui apparaît économiquement relativement peu importante.

2 Revue de la littérature

2.1. Canal strict du crédit

Le canal large du crédit ou d'amplificateur financier repose sur les frictions sur le marché des capitaux comme élément fondamental de transmission et

5. Elle est cependant postulée a priori dans de nombreux modèles et ses conséquences sur le comportement des banques sont testées (cf. KASHYAP et STEIN [1995] et PEEK et ROSENGREN [1995]).

de propagation de chocs monétaires. Les imperfections du marché du crédit, en créant des primes de financement externes pour les différents agents de l'économie, peuvent amplifier et propager les impulsions de la politique monétaire. Par rapport au canal large du crédit le canal strict du crédit centre son analyse sur les prêts bancaires et sur les chocs monétaires. Le canal large du crédit repose plus sur l'amplification des effets due aux imperfections financières que sur la possibilité de la politique monétaire de directement réguler les prêts bancaires. Les deux théories sont différentes puisque dans le cas du canal large du crédit les banques ne sont pas un point central et que tout choc, même non monétaire, qui affecte la prime de coût entre le financement externe et le financement interne peut déclencher un mécanisme de propagation. Le canal strict du crédit nécessite plus d'hypothèses que le canal large du crédit puisqu'il suppose que les banques sont des agents économiques soumis, eux-aussi, à des problèmes d'imperfections financières dans leur financement externe.

Le canal strict du crédit comprend ainsi deux mécanismes de transmission. Le premier est celui des relations « autorités monétaires-banques » et le deuxième est celui des relations « banques-secteur privé ». Le premier mécanisme de transmission fonctionne de la façon suivante : les banques ont un double rôle de création de monnaie et d'octroi de crédits bancaires. Un effet indépendant du canal monétaire peut donc provenir du côté de l'actif bancaire via les prêts accordés par les banques. Suite à un durcissement de la politique monétaire, les banques ajustent leur portefeuille en réduisant leur offre de prêts. Pour que ce mécanisme intervienne, il faut donc que les banques ne puissent pas compenser l'effet de la contraction monétaire sur leur bilan autrement qu'en réduisant leur offre de prêts et soient donc dans l'incapacité de pouvoir protéger leur activité d'octroi de crédits bancaires en réajustant leur portefeuille. Or à la suite d'une restriction monétaire les banques peuvent (1) restreindre leurs volumes de prêts, (2) vendre leurs bons du Trésor, (3) émettre des certificats de dépôts ⁶. Pour qu'il existe un canal strict du crédit il faut qu'une partie au moins de l'ajustement se fasse via une réduction des prêts, c'est-à-dire que les banques ne soient pas totalement indifférentes à des variations de leurs montants de bons du Trésor et/ou de leurs certificats de dépôts et n'utilisent pas ces variations pour protéger leur activité de prêt de chocs monétaires. Plusieurs arguments peuvent être avancés.

- En ce qui concerne la solution (2), c'est-à-dire la vente de bons du Trésor, les banques font toujours face à des menaces de retrait des dépôts. Elles ne doivent donc pas détenir tous leurs actifs en produits illiquides. Les bons du Trésor sont alors une solution puisqu'ils permettent d'éviter ces coûts d'illiquidité que la banque encourrait si elle devait vendre très vite des actifs comme les prêts.

- En ce qui concerne la solution (3), c'est-à-dire l'émission de certificats de dépôts, il s'agit de savoir si la demande de certificats de dépôts est

6. En France les créances sur l'économie représentent en 1995 35% de l'actif des banques, les Bons du Trésor 2% de l'actif et les certificats de dépôts 9% du passif (Source : Banque de France, DESM SASM).

parfaitement élastique au taux du marché, c'est-à-dire si les banques peuvent émettre autant de certificats de dépôts qu'elles le veulent sans payer de prime. On sait que si l'offre de financement externe d'un agent économique est parfaitement élastique alors sa solution optimale, lorsqu'il fait face à des variations de ses liquidités, est de ne pas toucher à ses plans d'investissement et de compenser la perte de fonds en émettant du financement externe. Lorsque l'offre de financement extérieur n'est pas parfaitement élastique ce comportement n'est plus valable. Une baisse des liquidités s'accompagne alors d'une augmentation du financement externe mais aussi d'une baisse de l'investissement. Une banque qui est confrontée à une demande de certificats de dépôts imparfaitement élastique va donc modifier son comportement réel, c'est-à-dire son offre de prêt, à la suite de chocs.

ROMER et ROMER [1990] soutiennent que l'offre de certificats de dépôts est parfaitement élastique : une banque peut émettre autant de certificats de dépôts qu'elle le souhaite sans payer de prime. Dans ce cas les banques peuvent toujours compenser les effets de la politique monétaire en émettant des certificats de dépôts : leur offre de prêts est donc isolée de la politique monétaire. Cet argument est l'application de la logique de Modigliani-Miller à la banque : des chocs sur le passif de la banque ne devraient pas affecter son comportement réel, c'est-à-dire son offre de prêt à un taux donné. D'autres auteurs militent plutôt pour des coûts marginaux d'émission de certificats de dépôts croissants. Leurs arguments sont que les banques, comme les autres agents économiques, doivent trouver des fonds extérieurs pour faire des crédits. Or les montants élevés de certificats de dépôts ne sont pas assurés ce qui implique que les investisseurs sont sensibles au risque de la banque émettrice, risque qui n'est pas connu de l'investisseur puisque seules les banques possèdent de l'information privée sur leur portefeuille, et surtout sur les prêts qu'elles ont octroyés. Ceci crée un problème d'information asymétrique entre la banque et l'investisseur. Les problèmes classiques de sélection adverse apparaissent et en particulier le coût marginal du financement externe est fonction croissante du montant émis. Ces problèmes d'information asymétrique interfèrent alors avec le comportement d'offre de prêt des banques (cf. LUCAS et McDONALD [1992]). Ainsi, lorsque la politique monétaire devient plus restrictive les banques doivent substituer à leur financement interne (dépôts) un financement externe soumis à des problèmes de sélection adverse, ce qui a des conséquences sur leur offre de prêts (cf. ROSENWALD [1996b]). Ainsi KASHYAP et STEIN [1995] et PEEK et ROSENGREN [1995], en prenant comme hypothèse de base de leurs modèles théoriques que le coût marginal d'émission des certificats de dépôts est croissant⁷, constatent sur données de bilans bancaires des effets différenciés de la politique monétaire selon les banques, c'est-à-dire selon leur plus ou moins grande facilité à émettre de nouveaux certificats de dépôts (en distinguant le comportement des petites banques et celui des grandes banques).

7. KASHYAP et STEIN [1995] supposent que le coût d'émission d'un montant m de certificats de dépôts est $c(m) = \alpha m^2$. PEEK et ROSENGREN [1995] prennent un taux r sur les certificats de dépôts de la forme $r = \alpha + \beta m$.

2.2. Le taux sur les certificats de dépôts tient-il compte d'un prix du risque ?

Le deuxième courant de la littérature qui s'intéresse aux certificats de dépôts s'efforce de mettre en évidence un prix du risque dans la formation des taux sur les certificats de dépôts.

Les résultats empiriques sont plutôt mitigés. La plupart des travaux concluent qu'il existe bien un prix du risque. Ainsi ELLIS et FLANNERY [1992] concluent que les taux des certificats de dépôts émis par 6 grandes banques (qui bénéficiaient donc a priori de l'affirmation du TBTF) comprennent une prime de risque significative. JAMES [1988] et [1990], BREWER et MONDSHEAN [1994] et HANNAN et HANWECK [1988] mettent aussi en évidence une prise en compte du risque mais dans leurs équations économétriques la variable taille apparaît significativement négative, ce qui va dans le sens d'une assurance implicite des grandes banques ou d'un effet liquidité. Mais ces articles qui concluent qu'il existe bien un prix du risque sont contestés, en particulier par COOK et SPELLMAN [1991] qui remarquent que la plupart de ces études portent sur des périodes associées à des chocs financiers et en particulier la mi 80 où le FDIC connut de fortes difficultés : le prix du risque ne serait mis en évidence que lorsqu'il y a des chocs (faillite, organisme de garantie en difficulté...). Ainsi COOPERMAN, LEE et WOLFE [1992] mettent en avant l'apparition d'un prix du risque sur les taux des certificats de dépôts lors de la crise de 1985 en Ohio de l'organisme assureur des dépôts et COOK et SPELLMAN [1991] aboutissent aux mêmes conclusions lors des problèmes rencontrés par le FSLIC en 1987. De même CRABBLE et POST [1994], en étudiant les effets d'un déclassement de notation sur les quantités (et non les prix) de billets de trésorerie émis par les groupes financiers affectés et sur les quantités de certificats de dépôts émis par les banques filiales de ces groupes, testent si, comme le voudrait DIAMOND [1991], ce déclassement (utilisé comme proxy pour la réputation de la firme) produit un mouvement du financement des firmes touchées du marché vers un financement intermédié (le premier devenant trop cher puisqu'il faut payer pour la mauvaise qualité de la firme). Il ressort de cet article que les émissions de billets de trésorerie sont significativement touchées par une annonce de déclassement du groupe financier concerné alors que les émissions de certificats de dépôts ne semblent pas être affectées. Une explication pourrait être que les investisseurs, lorsqu'ils évaluent le risque d'un certificat de dépôts, se reposent plus sur la réputation du FDIC (Federal Deposit Insurance Corporation) que sur la réputation de la banque émettrice.

Les conclusions ne sont donc pas très claires aux États-Unis sur l'existence d'une prime de risque sur les taux des certificats de dépôts sauf lorsqu'il y a un choc financier, c'est-à-dire lorsque les conditions de l'industrie bancaire se sont détériorées, et ceci quelle que soit la taille de la banque concernée ⁸.

8. De plus ces articles diffèrent sur leurs mesures du risque d'une banque (variable de marché, comme le rendement des actifs de la banque concernée, ou variable comptable, comme le ratio de levier), sur leurs données (taux moyen des certificats de dépôts, taux journaliers, taux mensuels...), ne prennent que rarement en compte les quantités émises et la plupart des méthodes d'estimation sont critiquables (non prise en compte de la dimension données de Panel de l'échantillon, variables explicatives non strictement exogènes...).

Mais ces articles n'examinent pas explicitement le comportement du taux des certificats de dépôts en fonction du montant puisqu'ils ne prennent en compte que le prix (taux) des certificats de dépôts émis. Il reste donc à étudier plus spécifiquement cette élasticité ⁹.

3 Les données

3.1. Les séries utilisées ¹⁰

Les données dont nous disposons sont des données quotidiennes de janvier 1993 à février 1996 sur les émissions de certificats de dépôts à trois mois. Elles proviennent de la base de données des Titres de Créances Négociables, gérée par le Service des Intermédiaires et des Instruments de marché (le SIIM) recensant les différentes caractéristiques de chaque émission sur ce marché : en particulier les durées – par nature non standardisées – de chaque titre, les montants, les souscripteurs initiaux et les taux appliqués à l'émission. De ces données journalières nous construisons un taux mensuel par émetteur qui sera associé au montant total émis lors du mois correspondant. Nous ne calculons pas une simple moyenne des taux journaliers. Dans une étude précédente (MARTIN et ROSENWALD [1996]) nous avons montré sur données quotidiennes que les taux à l'émission des certificats de dépôts dépendent significativement du type du souscripteur. Les taux servis aux souscripteurs financiers (établissements de crédit et OPCVM) sont en moyenne supérieurs de 10 à 20 points de base aux taux servis aux souscripteurs non financiers (ménages et entreprises). Il faut donc tenir compte de cet effet clientèle et le contrôler afin que les résultats obtenus ne soient pas dûs à des changements de clientèle.

Lors de notre étude nous avons estimé le modèle d'analyse de la covariance suivant :

$$(1) \quad r_{ijkt} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma t b d t_t + \varepsilon_{ijkt}$$

où l'indice $i = 1 \dots I$ représente le type du souscripteur et l'indice $j = 1 \dots J$ le type de l'émetteur (c'est-à-dire la banque concernée). On note r_{ijk} le taux sur les certificats de dépôts pour l'opération k se déroulant entre un souscripteur de type i et un émetteur de type j à la date t et $t b d t_t$ le taux des bons du Trésor de même maturité à la date t .

9. De ce fait nous ne nous intéressons qu'à un sous ensemble de conditions nécessaires à l'existence d'un canal strict du crédit : la relation autorités monétaires-banques. L'autre condition nécessaire est qu'au moins certains agents ne puissent substituer de façon élastique à leur financement bancaire un autre financement.

10. Je remercie Corinne MARTIN de la Cellule Monétaire pour m'avoir procuré les données sur les certificats de dépôts.

Nous nous débarrassons de ces effets souscripteurs en calculant tous nos taux par rapport à un souscripteur fixé que nous prendrons comme le souscripteur financier. Pour cela nous estimons l'équation d'analyse de la covariance (1) en choisissant comme classe de référence des souscripteurs les souscripteurs financiers. Le coefficient α du groupe des souscripteurs financiers est donc nul et le coefficient α_i du groupe de souscripteur de type i s'interprète comme l'écart du taux moyen versé à ce type de souscripteur par rapport aux souscripteurs financiers. Nous corrigeons alors le taux pour un émetteur j lors d'une opération k avec un souscripteur i à la date t par $r_{jkt} = r_{ijkt} - \alpha_i$. Nous calculons alors la moyenne mensuelle de ces taux $r_j = \sum_{t,k} r_{jkt}$ et sommons le total des montants émis lors du mois par le souscripteur j . Nous disposons alors des séries mensuelles de taux à l'émission et des montants émis correspondants ¹¹.

A partir de nos données nous constituons deux fichiers appelés respectivement fichier A et fichier B. Le fichier A est cylindré : nous ne gardons que les banques qui émettent tous les mois un montant non nul de certificats de dépôts. Il comporte 150 banques sur 38 périodes (de janvier 1993 à février 1996). Le fichier B comporte toutes les banques qui ont émis pendant cette même période, de janvier 1993 à février 1996, même si elles ne l'ont pas fait tous les mois, c'est-à-dire 418 banques.

3.2. L'écart de taux avec le taux des bons du Trésor

Une variable intéressante est l'écart entre le taux sur les certificats de dépôts et le taux sur les bons du Trésor de maturité équivalente (13 semaines). Pour un mois donné cet écart varie considérablement selon la banque émettrice. La moyenne de cet écart évolue aussi selon l'environnement économique. Nous pouvons chercher à préciser les déterminants conjoncturels susceptibles d'expliquer le mieux possible les variations de cet écart. Les déterminants conjoncturels sont appréhendés soit à l'aide d'une variable muette temporelle, le mois de l'enquête, soit par le taux des bons du Trésor de maturité équivalente au cours du mois correspondant. Les déterminants structurels sont soit une variable muette propre à chaque banque, soit une variable de regroupement de banques (deux regroupements sont disponibles : les groupes homogènes et les groupes administratifs).

La part de la variance expliquée par la date est importante (24% pour le fichier A et 14% pour le fichier B) ainsi que celle expliquée par l'émetteur (30%). Il existe donc une grande variabilité intertemporelle et interbancaire. Lorsqu'on estime un modèle avec les variables date et banques la variance expliquée (54%) est la somme de celles des deux variables prises séparément : ces variables date et émetteur sont donc complémentaires

11. Nous ne corrigeons pas des effets spécifiques bancaires β_j puisque nous allons justement analyser plus précisément le comportement des différentes banques.

(orthogonales) puisque leurs variances s'additionnent lorsqu'on estime un modèle avec les deux. Les variabilités inter-banques et inter-temporelles expliquent à elles deux 54% pour le fichier A et 44% pour le fichier B de la variance de l'écart du taux sur les certificats de dépôts par rapport au taux sur les bons du Trésor. Les variables de regroupements par types de banques n'expliquent qu'environ 10% de la variance, c'est-à-dire la moitié de la variance expliquée par la variable banque. Nous n'avons pas introduit la variable sur le montant émis puisque cette dernière est endogène au mouvement de fixation du taux et relève du comportement de la banque. Nous introduirons plus loin cette variable lorsque nous testerons nos équations économétriques. Nous traiterons alors ce problème de simultanéité afin d'éliminer des biais éventuels.

Part de la variance de l'écart expliquée par différents critères.

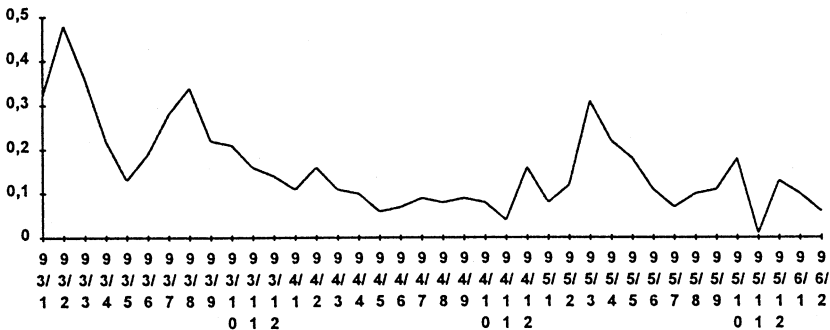
Modèle	Part de la variance en % (fichier A)	Part de la variance en % (fichier B)
Date	24	14
Banque	30	30
Groupe homogène	15	10
Groupe administratif	15	10
Banque et Date	54	44

3.3. L'écart de taux selon le montant émis

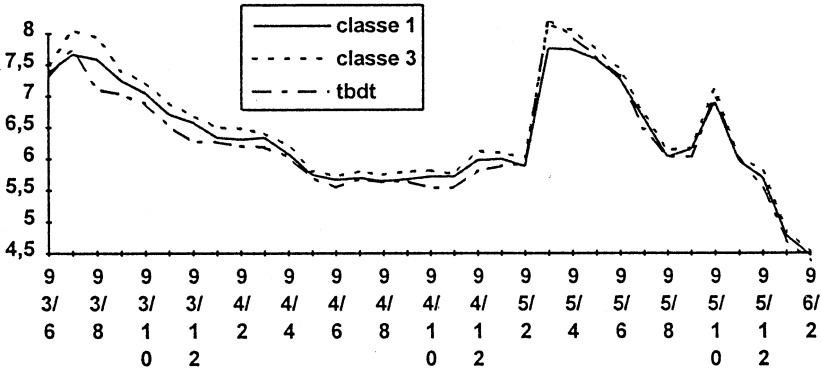
Nous créons des classes de montants afin de construire un écart entre le taux proposé aux banques qui empruntent le moins et celles qui empruntent le plus. Nous calculons trois classes de montants : la classe 1 correspondant aux montants les moins élevés et la classe 3 aux plus gros montants. On remarque que le taux augmente avec la classe de montant. De plus l'écart (entre le taux moyen de la classe 1 et le taux moyen de la classe 3) suit l'évolution du taux des bons du Trésor : il augmente lorsque le taux des bons du Trésor s'élève (cf. les graphiques 1, 2 et 3). Le fait que cet écart

GRAPHIQUE 1

Écart des taux moyens des certificats de dépôt (fichier A).



Évolution des taux selon les classes de montants (fichier B).



4 Estimation

Nous allons tester sur nos données le comportement du taux à l'émission sur les certificats de dépôts en fonction du montant émis et de l'environnement économique. Nous cherchons à estimer l'élasticité du taux à l'émission des certificats de dépôts par rapport au montant émis. Le modèle théorique de ROSENWALD [1996b] établissait que, si les banques sont confrontées à des problèmes d'information lorsqu'elles veulent se financer, le taux à l'émission de leurs certificats de dépôts vérifie

$$\frac{\partial r}{\partial i} > 0; \quad \frac{\partial r}{\partial x} > 0; \quad \frac{\partial^2 r}{\partial i \partial x} > 0$$

4.1. Les variables

Les principales variables que nous utilisons dans nos équations économétriques sont le taux et le montant correspondant. Leurs variabilités inter-temporelle et inter-bancaire sont les suivantes. Pour la variable taux sur les certificats de dépôts on observe une prédominance de la variance inter-temporelle : 98% de la variance du taux est attribuable aux différences inter-temporelles. Si on élimine les effets temporels (en travaillant en écart par rapport à la valeur moyenne de la variable taux à chaque période, ce qui est réalisé en introduisant une variable muette pour chaque date) la variance inter-temporelle devient négligeable et la variance inter-banques explique désormais 40% de la variance. Pour la variable différence de taux entre deux dates sur les certificats de dépôts on observe une prédominance de la variance inter-temporelle : 80% de la variance du taux est attribuable aux différences inter-temporelles. Si on élimine les effets temporels (en travaillant en écart par rapport à la valeur moyenne de la variable différence de taux) la variance inter-temporelle devient négligeable et la variance inter-banques reste nulle : l'effet interbancaire est éliminé lorsqu'on travaille

en différences. Cette constatation est confirmée par un examen de la structure des corrélations temporelles des séries en différences premières en utilisant la méthode d'ABOWD et CARD [1989]. Pour la variable montant c'est la variabilité inter-banques qui prédomine en expliquant 77% de la variance totale alors que la variance inter-temporelle n'explique que 2%. La variabilité du montant est donc due en grande partie à des différences entre banques. Si on élimine les effets bancaires (en travaillant en écart par rapport à la valeur moyenne de la variable montant pour chaque banque) la variance inter-banques devient nulle et la variance inter-temporelle explique alors 11% de la variance.

4.2. La modélisation utilisée

La modélisation choisie est la suivante qui lie le taux à l'émission des certificats de dépôts émis par la banque j au mois t , r_{jt} , au montant de certificats de dépôts émis, m_{jt} , et aux taux des bons du Trésor à la date t , tbd_t . La variable montant est prise en log ¹².

$$(2) \quad r_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 tbd_t + \gamma m_{jt} + \phi_j + \chi_t + u_{jt}$$

Nous disposons de données de Panel, c'est-à-dire d'observations répétées sur un ensemble de banques suivies pendant plusieurs périodes. Nous pouvons ainsi contrôler, par l'intermédiaire d'effets spécifiques, l'influence des particularités non observées des banques et des périodes sur la variable à analyser ¹³. Les effets ϕ_j spécifiques à la banque et les effets χ_t temporels peuvent être considérés comme des effets fixes ou des erreurs. Nos données sont caractérisées par un nombre important de banques observées. L'effet spécifique temporel peut donc être considéré comme certain (puisque même s'il est aléatoire on tendra à le connaître parfaitement puisqu'on dispose pour chaque période de N observations avec $N \rightarrow \infty$). Par contre nous ne disposons que d'un faible nombre de périodes ($T \leq 38$). L'effet spécifique bancaire sera mis dans le terme d'erreur et correspond aux caractéristiques individuelles non observées, il peut en particulier résulter d'une mauvaise spécification dans l'équation (2) de la liaison entre le taux et le montant. Les effets temporels sont donc fixes et les effets individuels bancaires aléatoires.

Finalement, dans ce modèle, l'erreur est composée d'un effet spécifique bancaire ϕ_j , qui peut être corrélé avec la variable explicative du montant, et d'un terme d'erreur u_{jt} tel que $E(u_{jt}) = 0$ et $E(u_{jt}u_{jt'}) = 0$ si $t \neq t'$ qui peut aussi a priori être corrélé avec la variable explicative du montant.

Lors de l'estimation de cette équation nous pouvons être confrontés à deux sortes de problèmes. D'un côté la variable montant peut ne pas être strictement exogène, ce qui induirait des estimateurs biaisés si on n'en tient pas compte. En effet, la variable montant est sûrement corrélée avec les

12. Il s'agit des flux bruts de certificats de dépôts, cependant ce sont des émissions à trois mois et donc cela revient à des cumuls des montants.

13. L'effet spécifique temporel permet ainsi par exemple de prendre en compte les effets de la demande globale et l'effet spécifique bancaire la taille de la banque concernée.

caractéristiques spécifiques de la banque ϕ_j , l'effet banque, ce qui peut biaiser les estimations effectuées en conservant ce terme dans l'erreur. De plus un problème d'endogénéité peut apparaître puisque la variable montant peut ne pas être strictement exogène par rapport au terme d'erreur u_{jt} . Un problème de simultanéité apparaît sûrement puisque nous utilisons la variable montant comme variable explicative du taux et/ou nous pouvons faire face à des erreurs de mesure sur les variables et des problèmes de spécifications si la fonction qui relie le taux au montant n'est pas bien spécifiée. Or les méthodes qui corrigent l'un ou l'autre de ces problèmes modifient les biais dus aux autres. Ainsi une estimation within annule le problème de lien entre la variable montant et les effets bancaires spécifiques ϕ_j mais ne résout pas le problème de corrélation entre la variable explicative et l'erreur puisqu'elle introduit la moyenne des erreurs sur la période pour chaque banque et que T est faible dans nos données (on introduit ainsi des corrélations en $1/T$). Nous avons donc réalisé une série d'estimations suivant différentes méthodes. Les différences obtenues sur les résultats et sur l'estimation du coefficient γ nous permettront de mieux cerner les problèmes de spécification. Si la variable montant est non corrélée avec les deux termes ϕ_j et u_{jt} alors l'estimateur des moindres carrés généralisés est le plus efficace. Si la variable montant est corrélée avec le terme bancaire spécifique ϕ_j mais pas avec u_{jt} alors l'estimateur within ou l'estimateur de l'équation en différences premières se révèlent les meilleurs. Par contre si la variable montant n'est plus supposée exogène, mais corrélée avec les deux termes ϕ_j et u_{jt} , alors ces trois estimateurs sont non convergents et il faut utiliser des variables instrumentales (puisque la variable montant et le terme d'erreur u_{jt} sont corrélés) sur l'équation en différences premières (en différences premières pour éliminer l'effet spécifique bancaire).

L'autre sorte de problème qui se pose est lié aux effets du cylindrage des données. Lorsque nous estimons notre modèle nous éliminons les banques qui n'ont pas émis de certificats de dépôts. Ce mécanisme de sélection peut être endogène, c'est-à-dire lié au comportement étudié. Les méthodes d'estimations sur données de Panel en présence de biais de sélection sont en général compliquées. Cependant VERBEEK et NIJMAN [1996] proposent des méthodes préliminaires simples à mettre en œuvre pour détecter, dans une première approche, s'il existe un biais de sélection.

4.3. Les estimations

Nous avons réalisé des estimations selon plusieurs méthodes. Les différences constatées entre les valeurs des coefficients estimés devraient nous permettre de repérer les causes des biais.

Les résultats des premières estimations du paramètre γ sont donnés dans le tableau 1. La colonne (1) fournit les estimations effectuées sur le panel cylindré, c'est-à-dire en ne gardant que les entreprises qui émettent tous les mois, et la colonne (2) prend en compte l'ensemble des banques présentes au moins une fois sur le marché des certificats de dépôts. La première ligne correspond aux estimations effectuées par une simple méthode des

moindres carrés sur l'équation (2) ¹⁴. La deuxième ligne est une analyse inter-bancaire (between) qui correspond à l'estimation de l'équation

$$(2) \text{ en between } r_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 t b d t + \gamma m_{jt} + \phi_j + u_{jt}, \text{ avec } r_{jt} = \frac{\sum_t r_{jt}}{T}$$

La troisième ligne est une analyse intra-bancaire (within), c'est-à-dire que l'on travaille en écart par rapport aux moyennes par banques. Cette analyse élimine l'effet spécifique bancaire ϕ_j et correspond à l'estimation de

$$(2) \text{ en within } r_{jt} - r_j = \alpha_1 (t b d t_t - t b d t) + \gamma (m_{jt} - m_j) + (u_{jt} - u_j)$$

La dernière ligne correspond à l'estimation effectuée en différenciant l'équation (2), c'est-à-dire en travaillant sur l'équation (2bis). Nous éliminons ainsi (comme avec l'estimation within en niveau) les effets spécifiques bancaires ϕ_j .

$$(2\text{bis}) \quad \begin{aligned} dr_{jt} &= \alpha_1 dt b d t_t + \gamma dm_{jt} + \nu_{jt} \\ \text{avec } dr_{jt} &= r_{jt} - r_{jt-1} \quad \text{et} \quad \nu_{jt} = u_{jt} - u_{jt-1} \end{aligned}$$

TABLEAU 1

Coefficient γ	Panel A (cylindré) (1)	Panel B (non cylindré) (2)
Total	0.036 (0.002) $N = 5700 \ R^2 = 0.9$	0.035 (0.001) $N = 11732 \ R^2 = 0.9$
Between	0.044 (0.006) $N = 150 \ R^2 = 0.2$	0.047 (0.007) $N = 379 \ R^2 = 0.9$
Within	0.004 (0.003) $N = 5700 \ R^2 = 0.9$	0.019 (0.003) $N = 11732 \ R^2 = 0.9$
Différences	0.020 (0.003) $N = 5550 \ R^2 = 0.9$	0.023 (0.003) $N = 10357 \ R^2 = 0.8$

Les estimateurs en niveau total et between donnent les plus forts coefficients : les estimations réalisées en within ou en différences premières, qui contrôlent les différences permanentes entre banques, fournissent des coefficients nettement plus faibles. Ceci peut correspondre à l'élimination d'un biais lié à l'effet spécifique bancaire, si la variable montant m_{jt} était corrélée avec l'effet spécifique bancaire ϕ_j (ce qui biaiserait vers le haut les estimations en total). Cependant la différenciation et l'équation écrite en within peuvent introduire de nouvelles sources de biais. Si la variable montant m_{jt} était corrélée avec u_{jt} pour des raisons de simultanéité, ce

14. Dans toutes les estimations effectuées, en niveau ou en différences premières, nous avons considéré dans l'équation des dummies temporelles (une pour chaque période de l'échantillon, ce qui fait 38 dummies). Nous ne les écrivons plus dans les équations dans un souci de clarté.

qui biaiserait vers le bas les estimations ¹⁵, les estimations en within ou en différences magnifient cette corrélation puisqu'on introduit alors dans l'estimation en within la corrélation $\text{cov}(m_{jt} - m_{j.}, u_{jt} - u_{j.})$ et dans l'estimation en différences la corrélation $\text{cov}(m_{jt} - m_{jt-1}, u_{jt} - u_{jt-1})$ ¹⁶. En particulier pour avoir convergence de l'estimateur within il faut une hypothèse de stricte exogénéité de la variable montant et non pas simplement de prédétermination puisqu'on introduit la moyenne des erreurs $u_{j.}$ dans le terme d'erreur.

A priori ces deux biais existent. Nous cherchons à traiter dans un premier temps le biais dû à la corrélation entre la variable montant m_{jt} et l'erreur u_{jt} . Dans ce but nous travaillons avec l'équation en différences pour éliminer le biais, s'il existe, dû à une corrélation entre la variable montant m_{jt} et l'effet spécifique bancaire ϕ_j (nous testons plus loin l'existence d'une telle corrélation). Il ne reste alors comme éventuelle source de biais que la corrélation $\text{cov}(m_{jt} - m_{jt-1}, u_{jt} - u_{jt-1})$. Nous procédons alors à des estimations avec des variables instrumentales sur cette équation en différences premières. Nous n'utilisons pas l'équation en within puisqu'elle fait apparaître dans son terme d'erreur la moyenne des erreurs ($u_{jt} - u_{j.}$). Or les variables instrumentales qui s'imposent sont les valeurs retardées ou avancées de la variable montant, valeurs qui seront donc toujours corrélées avec cette moyenne des erreurs $u_{j.}$, ceci d'autant plus que la dimension temporelle T est faible. Sur l'équation en différences premières l'utilisation des valeurs retardées d'au moins deux périodes et des valeurs avancées repose simplement sur une hypothèse de non autocorrélation des erreurs. Nous étudierons le bien fondé de cette hypothèse de non corrélation des erreurs en introduisant différents retards de la variable montant et en comparant les résultats obtenus.

La façon la plus efficace d'estimer un tel modèle est de s'inspirer de la méthode des moments généralisés utilisée par ARELLANO et BOND [1991], BLUNDELL, BOND, DEVEREUX et SCHIANTARELLI [1992] ou HALL et MAIRESSE [1996] lorsque qu'apparaissent des problèmes de simultanéité et d'effets spécifiques corrélés avec les régresseurs sur données de Panel. L'idée est de travailler sur l'équation en différences premières (pour éliminer l'effet spécifique) et d'utiliser une approche avec des variables instrumentales où les instruments sont pondérés optimalement de manière à donner un estimateur des moments généralisés. Ici nous pouvons utiliser comme variables instrumentales les valeurs retardées d'au moins deux périodes et toutes les valeurs futures de la variable montant (ARELLANO et BOND [1991] ne le pouvaient pas puisque leur modèle était dynamique).

Nous pouvons réécrire l'équation (2bis) en empilant pour une banque

15. Nous disposons alors par ailleurs d'une équation d'offre de certificats de dépôts $m = \beta r + \varepsilon$ avec $\beta < 0$. On peut alors exprimer le biais de simultanéité $\text{plim } \gamma_{mco} = \gamma + \frac{\text{cov}(m, u)}{\text{cov}(m, m)} = \gamma + \frac{\frac{\beta}{1-\beta\gamma} \sigma_u^2}{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{(1-\beta\gamma)^2} + \frac{\beta^2 \sigma_m^2}{(1-\beta\gamma)^2}}$. Le signe du biais est négatif.

16. Pour une étude de la comparaison des biais entre l'estimation en total, en within ou en différences premières on pourra se reporter au livre de MÁTYÁS et SEVESTRE [1996].

variable dichotomique qui vaut 1 si la banque a augmenté ses émissions de certificats de dépôts par rapport à la période précédente et 0 sinon. Dans les autres cas nous utilisons comme variables instrumentales des valeurs retardées ou avancées de la variable montant que nous indiquons au début de la ligne.

TABLEAU 2

Estimations de l'équation en différences premières avec des variables instrumentales.

Coefficient γ	Panel A (cylindré)	Panel B (non cylindré)
MCO	0.020 (0.003) $N = 5550 R^2 = 0.9$	0.023 (0.002) $N = 10357 R^2 = 0.8$
VI(1)	0.020 (0.004) $N = 5550 R^2 = 0.9$	0.024 (0.004) $N = 10357 R^2 = 0.8$
VI(2) $m_{jt-1}, m_{jt-2}, \dots, m_{jt-6}$	0.023 (0.004) $N = 4800 R^2 = 0.8$	0.018 (0.004) $N = 7359 R^2 = 0.8$
VI(3) $m_{jt-2}, m_{jt-3}, \dots, m_{jt-6}$	0.029 (0.011) $N = 4800 R^2 = 0.8$	0.028 (0.011) $N = 7359 R^2 = 0.8$
VI(4) $m_{jt-3}, \dots, m_{jt-6}$	0.031 (0.011) $N = 4800 R^2 = 0.8$	0.032 (0.011) $N = 7565 R^2 = 0.8$
VI(5) $m_{jt+3}, m_{jt+2}, m_{jt+1}$ $m_{jt-2}, m_{jt-3}, \dots, m_{jt-6}$	0.037 (0.009) $N = 4350 R^2 = 0.8$	0.023 (0.008) $N = 6240 R^2 = 0.8$
VI(6) m_{jt+3}, m_{jt+2} $m_{jt-3}, \dots, m_{jt-6}$	0.038 (0.009) $N = 4350 R^2 = 0.8$	0.030 (0.008) $N = 6344 R^2 = 0.8$
VI(7) $m_{jt+3}, m_{jt+2}, m_{jt+1}$ m_{jt}, m_{jt-1} $m_{jt-2}, m_{jt-3}, \dots, m_{jt-6}$	0.016 (0.003) $N = 4350 R^2 = 0.8$	0.012 (0.003) $N = 6240 R^2 = 0.8$

Si on compare dans le tableau 2 les estimations VI(2) et VI(3), ou VI(7) à VI(5), on constate que lorsqu'on inclut dans les variables instrumentales la valeur à $t-1$ de la variable montant la précision s'améliore considérablement mais l'estimation du coefficient γ est plus faible. Le fait que l'inclusion de la valeur à $t-1$ de la variable montant m_{jt-1} diminue l'estimation du coefficient γ montre qu'il existe une corrélation entre la variable montant et l'erreur u_{jt} qui induit un biais négatif dans l'estimation de γ lorsqu'on introduit la valeur en $t-1$ dans les valeurs instrumentales (puisque'on a alors dans l'équation en différences une corrélation entre l'instrument m_{jt-1} et l'erreur $\nu_{jt} = u_{jt} - u_{jt-1}$ via le terme u_{jt-1}). Ce biais semble d'ailleurs être plus important pour le fichier cylindré que pour le fichier non cylindré.

L'inclusion de la valeur de la variable montant à $t-2$ entre VI(3) et VI(4) ne modifie pas significativement le coefficient, ni d'ailleurs les ajouts des valeurs avancées de la variable montant dans VI(5) et VI(6). Il semble donc que les erreurs ne soient pas temporellement corrélées dans l'équation en niveau (et donc les termes d'erreurs dans l'équation en différences premières sont MA(1))¹⁷. Les valeurs retardées d'au moins deux périodes sont donc des instruments corrects.

L'estimation qui nous semble la meilleure est celle en différences premières (qui permet d'éliminer le lien entre la variable montant et l'effet spécifique bancaire) estimée en utilisant comme variables instrumentales les valeurs retardées à partir de $t-2$ et les valeurs avancées, c'est-à-dire VI(5)¹⁸.

Nous avons aussi utilisé la méthode des moments généralisés décrite plus haut sur l'échantillon cylindré en ne gardant, pour des raisons de taille de matrice, comme variables instrumentales pour la banque j à la date t que $z_{jt} = (m_{jt-4}, m_{jt-3}, m_{jt+1}, m_{jt+2})$, ce qui correspond à $4(T-6)$ conditions d'orthogonalité (et à une matrice Z de taille $N(T-6) \times 4(T-6)$). A titre de comparaison nous avons calculé l'estimation classique par des variables instrumentales en prenant quatre variables instrumentales qui sont la valeur à $t-4$, la valeur à $t-3$, la valeur à $t+1$ et la valeur à $t+2$ de la variable montant. Cette dernière méthode utilise seulement 4 conditions d'orthogonalité (la matrice Z correspondante des variables instrumentales est de taille $N(T-6) \times 4$) et ne prend pas en compte la structure des erreurs. Les résultats sont donnés dans le tableau 3.

La comparaison des résultats du tableau 3 indique un énorme gain d'efficacité entre une estimation traditionnelle par les variables instrumentales et une méthode utilisant une estimation par les moments généralisés (de 0.011 à 0.012)¹⁹. De même le passage de l'estimation par

17. On peut étudier plus précisément la structure des erreurs pour déterminer quels retards de la variable montant sont des instruments licites. Si les erreurs suivent un processus AR(1) avec $u_{jt} = \rho u_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$ on obtient alors l'équation (2)

$$(2) \quad dr_{jt} = \alpha_1 dtbdt_t - \alpha_1 \rho dtbdt_{t-1} + \rho dr_{jt-1} + \gamma dm_{jt} - \rho \gamma dm_{jt-1} + \chi_t + \varepsilon_{jt} - \varepsilon_{jt-1}$$

Nous estimons cette équation par les variables instrumentales en utilisant les valeurs retardées d'au moins trois périodes de la variable montant et de la variable taux. On teste alors la nullité du coefficient ρ . On obtient ainsi pour le fichier cylindré les estimations suivantes qui permettent de conclure que ρ est non significativement différent de zéro : les erreurs sont non corrélées dans le temps et les valeurs retardées d'au moins deux périodes sont des instruments valides.

$$dr_{jt} = 0.966 dtbdt_t - 0.015 dtbdt_{t-1} - 0.084 dr_{jt-1} + 0.030 dm_{jt} - 0.004 dm_{jt-1}$$

(0.023) (0.265) (0.299) (0.013) (0.018)

18. Nous avons aussi effectué une estimation en utilisant comme variables instrumentales les écarts $(dm_{jt-2}, dm_{jt-3}, \dots, dm_{jt-5}, dm_{jt+2}, dm_{jt+3})$: les valeurs estimées sont les mêmes que celles de VI(5).

19. On utilise en effet 4 conditions d'orthogonalité (au lieu des $(T-2) \times 4$ que donnerait la méthode décrite plus haut en gardant le même nombre de retards et de valeurs futures de la variable montant). Nos écarts-types seront plus élevés (cf. HALL et MAIRESSE [1996]) puisque l'espace de projection est réduit.

TABLEAU 3

Estimations de l'équation en différences premières avec GMM.

Coefficient γ	Panel A (cylindré)
Différences	0.020 (0.003)
GMM 1 ^{re} étape	0.032 (0.012)
GMM 2 ^e étape	0.029 (0.002)
VI	0.041
$m_{jt-4}, m_{jt-3}, m_{jt+1}, m_{jt+2}$	(0.011)

les GMM en une étape à celle des GMM en deux étapes qui prend en compte l'hétéroscédasticité des résidus améliore considérablement l'estimation. Il faut donc tenir compte dans l'estimation de cette hétéroscédasticité des résidus.

Nous avons mis en avant l'existence d'une corrélation la variable montant m_{jt} et l'erreur u_{jt} puisque l'estimation de l'équation en différences premières par les mco est différente de l'estimation avec variables instrumentales ou par les moments généralisés. On peut désormais vérifier s'il existe un lien entre la variable montant m_{jt} et l'effet spécifique bancaire ϕ_j puisque la différence entre l'estimation de l'équation (2) en niveau par les mco et par une estimation within pourrait n'être due qu'au biais entre la variable montant m_{jt} et l'erreur u_{jt} qui entre différemment en compte dans les deux cas. Pour cela nous avons estimé l'équation (2) en niveau en utilisant les variables instrumentales choisies plus haut dans l'estimation VI(5), c'est-à-dire les valeurs retardées d'au moins deux périodes de la variable montant et celles avancées jusqu'à l'ordre 3. Les valeurs estimées de γ sont non significativement différentes de celles estimées dans l'équation en niveau sans variables instrumentales (c'est-à-dire les valeurs de l'estimation en total du tableau 1).

Dans les deux cas (données cylindrées ou non) la valeur estimée en utilisant l'équation en niveau, et l'équation en niveau avec VI(5) est donc la même, valeur qui est significativement plus élevée que celle obtenue par les GMM pour l'échantillon cylindré ou par l'estimation en différences avec VI(5) pour l'échantillon non cylindré. Comme il existe une corrélation entre la variable montant m_{jt} et l'erreur u_{jt} , cette égalité ne peut s'expliquer que par l'existence d'un biais dû à la corrélation entre la variable montant et l'effet spécifique bancaire, biais plus important que celui dû à la corrélation entre le montant m_{jt} et l'erreur u_{jt} .

La comparaison des différentes estimations permet bien de conclure qu'il existe deux sources de biais : l'un négatif lié à la corrélation entre la variable montant m_{jt} et l'erreur u_{jt} et l'autre positif dû à une corrélation entre la variable montant m_{jt} et l'effet spécifique bancaire ϕ_j . Nous choisissons donc une spécification qui permet à la variable montant d'être endogène et corrélée avec l'effet spécifique bancaire. Nous l'estimons en différences premières avec des variables instrumentales VI(5) ou de manière plus efficace par les GMM dans le cas des données cylindrées. On obtient un coefficient γ

non nul : une banque paie plus cher une augmentation de ses émissions de certificats de dépôts. Cependant ce coefficient est faible : un doublement du montant de certificats de dépôts émis correspond à une augmentation de 2 points de base du taux appliqué ($\gamma \cdot \log(2) = 0.02$), toutes choses égales par ailleurs.

4.4. Biais de sélection

VERBEEK et NIJMAN [1996] proposent une méthode préliminaire simple pour détecter la présence d'un biais de sélection. On rajoute à l'équation à estimer une variable qui tient compte de l'effet des données manquantes, par exemple T_j , le nombre de fois où la banque j émet des certificats de dépôts, ou c_j , une variable dichotomique qui vaut 1 si la banque j a été présente tout au long de la période d'estimation et zéro sinon, ou p_{jt} , une variable dichotomique qui vaut 1 si la banque j a émis des certificats de dépôts en $t - 1$. On estime l'équation (2bis), en différences premières, en utilisant comme variables instrumentales les valeurs retardées à partir de $t - 2$ ou $t - 3$ (estimations VI(3) ou VI(4)) et en rajoutant tour à tour ces variables (on estime bien entendu sur l'ensemble des données, c'est-à-dire sur le panel non cylindré). La significativité de ces variables est une procédure raisonnable pour détecter un biais de sélection et leur inclusion est censée permettre une correction imparfaite mais simple à mettre en œuvre du biais de sélection. C'est en tout cas un premier pas. Les résultats de ces estimations sont donnés dans le tableau 4. Nous avons défini les variables comme suit : T_j représente le nombre de fois où la banque j émet des certificats de dépôts lors de deux mois consécutifs et p_{jt} vaut 1 si la banque j a émis des certificats de dépôts en $t - 1$ et $t - 2$. Nous redonnons aussi l'estimation effectuée sans tenir compte de ces variables (résultats du tableau 2, ligne (VI(4))).

TABLEAU 4

Estimations de l'équation en différences premières avec des variables de présence.

Panel B γ	Estimation avec T_j		Estimation avec c_j		Estimation avec p_{jt}	
	γ	T_j	γ	c_j	γ	p_{jt}
0.032 (0.011)	0.032 (0.011)	0.00003 (0.00056)	0.032 (0.011)	0.0005 (0.0061)	0.032 (0.011)	-0.061 (0.018)

Les variables T_j et c_j ne modifient pas le coefficient estimé γ et sont d'ailleurs non significatives. La variable p_{jt} est significativement négative mais ne modifie pas l'estimation du coefficient γ . Le biais de sélection semble donc négligeable.

5 Conclusion

Dans cet article nous avons étudié le fonctionnement du marché des certificats de dépôts en examinant la sensibilité du taux à l'émission des certificats de dépôts au montant émis. Nous voulions répondre à la question : une banque paie-t-elle plus cher une offre accrue de certificats de dépôts ?

Cette sensibilité, déjà analysée du côté théorique (cf. ROSENWALD [1996b]) est ainsi estimée en utilisant les données quotidiennes de janvier 1993 à février 1996 des émissions de certificats de dépôts du marché français. Les estimations effectuées concluent à l'existence d'une élasticité du taux à l'émission au montant emprunté, élasticité qui est cependant économiquement faible. L'hypothèse d'un canal strict du crédit ne semble donc pas vérifiée dans le cas français : les banques ne paient pas plus cher un besoin supplémentaire de fonds et ne semblent donc pas soumises à des primes de financement externes. Ceci ne préjuge en rien sur l'existence d'un canal large du crédit en France, canal qui, vu les spécificités françaises de financement des agents économiques, est fortement lié à l'existence de ces mêmes banques. Ce canal repose sur l'existence d'une prime de financement externe des agents économiques qui amplifie les chocs, mais à ce mécanisme de propagation supplémentaire ne se rajoute donc pas un effet sur les conditions de financement des agents qui proviendrait de l'impossibilité des banques à substituer sans frictions à leurs dépôts un financement externe.

Les conclusions de cet article complètent la première étude de MARTIN et ROSENWALD [1996] sur la façon dont s'établissent les taux à l'émission des certificats de dépôts. Ils dépendent fortement de la banque émettrice. Les écarts entre les taux servis à différents émetteurs proviennent de deux effets qui s'additionnent : un effet émetteur pur, qui correspond à l'existence d'une prime fixe variant selon le type de l'émetteur (banque à réseaux, banque d'affaires...), et un effet clientèle, qui se traduit par l'existence d'une prime fixe et d'une sensibilité à la transmission des taux des Bons du Trésor différente selon les souscripteurs qui achètent ces certificats de dépôts à cet émetteur. Quant aux estimations économétriques présentées dans ce travail, elles aboutissent à une sensibilité statistiquement significative du taux au montant émis, sensibilité qui apparaît cependant économiquement relativement peu importante.

● Références bibliographiques

- ABOWD, J., CARD, D. (1989). – “On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes”, *Econometrica*, 57(2).
- ARELLANO, M., BOND, S. (1991). – “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte-Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58.

- BERNANKE, B. (1990). – “On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads”, *working paper NBER*, 3486.
- BERNANKE, B., GERTLER, M. (1995). – “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4).
- BLUNDEL, R., BOND S., DEVEREUX, M., SCHIANTARELLI, F. (1992). – “Investment and Tobin’sQ”, *Journal of Econometrics*, 51.
- BREWER, E., MONDSCHÉAN, T. (1994). – “An Empirical Test of the Incentive Effects of Deposit Insurance”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(1).
- COOK, D., SPELLMAN, L. (1991). – “Federal Financial Guarantees and the Occasional Market Pricing of Default Risk: Evidence from Insured Deposits”, *Journal of Banking and Finance*, 15(6).
- COOPERMAN, E., LEE, W., WOLFE, G. (1992). – “The 1985 Ohio Thrift Crisis, The FSLIC’s Solvency, and Rate Contagion for Retail CDs”, *The Journal of Finance*, 47(3).
- CRABBE, L., POST, M. (1994). – “The effect of a Rating Downgrade on Outstanding Commercial Paper”, *The Journal of Finance*, 49(1).
- DIAMOND, D. (1991). – “Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt”, *Journal of Political Economy*, 99.
- ELLIS, D., FLANNERY, M. (1992). – “Does the Debt Market Assess Large Banks’ Risk?”, *Journal of Monetary Economics*, 30(3).
- HALL, B., MAIRESSE, J. (1996). – “Estimating the Productivity of R&D: An Exploration of GMM Methods Using Data on French and United States Manufacturing Firms”, *working paper NBER*, 5501.
- HANNAN, T., HANWECK, G. (1988). – “Bank Insolvency Risk and the Market for Large Certificates of Deposits”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(2).
- JAMES, C. (1988). – “The Use of Loan Sales and Standby Letters of Credit by Commercial Banks”, *Journal of Monetary Economics*, 22(3).
- JAMES, C. (1990). – “Heterogeneous Creditors and the Market Value of Bank LDC Loan Portfolios”, *Journal of Monetary Economics*, 25(3).
- KASHYAP, A., STEIN, J. (1993). – “Monetary Policy and Bank Lending”, *Working paper NBER*, 4317.
- KASHYAP, A., STEIN, J. (1995). – “The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42.
- LUCAS D., McDONALD, R. (1992). – “Bank Financing and Investment Decisions with Asymmetric Information about Loan Quality”, *Rand Journal of Economics*, 23(1).
- MARTIN, C., ROSENWALD, F. (1996). – “Le marché des certificats de dépôts, écarts de taux à l’émission : influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux”, *Note d’Études et de Recherche de la Banque de France*, 37.
- MÁTYÁS, L., SEVESTRE, P. (1996) Eds. – “The Econometrics of Panel Data: handbook of theory and applications”, *Kluwer Academic Publishers*.
- MISHKIN, F. (1996). – “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy”, *Communication au XIV^e Colloque Banque de France-Université*, janvier et *working paper NBER*, 5464.
- PEEK, J., ROSENGREN, E. (1995). – “Bank Lending and the Transmission of Monetary Policy”, *working paper*.
- ROMER, C., ROMER, D. (1990). – “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism”, *Brookings Papers on Economic Activity*.
- ROSENWALD, F. (1995). – “L’influence de la sphère financière sur la sphère réelle : les canaux du crédit”, *Bulletin trimestriel de la Banque de France supplément Études*, 1^{er} trimestre 1995.

- ROSENWALD, F. (1996a). – “Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en termes de canal large du crédit”, *Revue Économique*, 49(4).
- ROSENWALD, F. (1996b). – “Un modèle de canal strict du crédit”, *document de travail*.
- VERBEEK, M., NIJMAN, T. (1996). – “Incomplete Panels and Selection Bias”, in MÁTYÁS L. et SEVESTRE P., Eds., “*The Econometrics of Panel Data: Handbook of Theory and Applications*”, Kluwer Academic Publishers.