

Le pouvoir des banques sur le marché du crédit : essai de comparaison internationale

Thierry Chauveau,

Département d'économétrie de l'OFCE et Université de Paris I (CEBI)

Dhafer Saidane,

Université de Paris I (CEBI)

La structure du marché bancaire a souvent fait l'objet d'analyses fondées sur le modèle SCP (Structure-Comportement-Performance). Des critiques à l'égard de cette approche ont été formulées par les partisans de la « Nouvelle économie industrielle ». Elles suggèrent d'endogénéiser la structure du marché et de mesurer le pouvoir de marché. Nous développons ici une approche théorique et empirique de la mesure du pouvoir des banques sur le marché du crédit. Le modèle est appliqué à divers marchés de crédits dans trois pays de l'OCDE. Les États-Unis apparaissent proches de l'archétype de la concurrence parfaite alors que les banques françaises ont un pouvoir assez important sur les marchés de crédit aux particuliers mais nul sur les marchés de crédits aux entreprises. Les résultats obtenus pour l'Allemagne sont proches de ceux obtenus pour la France.

Introduction

L'objet de ce travail est d'évaluer l'importance de la concurrence sur les marchés de crédits. Une méthode pratique, fondée sur la notion de pouvoir de marché, y est définie et appliquée aux marchés allemands, américains, et français. On y considère que l'écart entre le taux des crédits distribués et celui auquel les banques se refinancent sur le marché monétaire ou sur le marché financier reflète d'abord le risque encouru par le prêteur et, en second lieu, le degré d'imperfection du marché considéré ; celui-là dépend, à son tour, de l'élasticité de la demande de crédit au taux d'intérêt et du « pouvoir de marché » des banques.

Ce sont ces deux éléments que notre étude économétrique s'efforce d'évaluer ; elle porte sur les crédits au secteur privé ; elle est effectuée

par catégorie de crédits : crédits à l'habitat, crédits de trésorerie aux particuliers, crédits aux entreprises... L'estimation est effectuée à partir d'observations récentes (1980-1989), de sorte que les évaluations peuvent être considérées comme d'actualité. Les principales conclusions sont les suivantes : dans tous les pays étudiés (France, Etats-Unis, RFA) la distribution de crédits aux entreprises est sensiblement concurrentielle ; le pouvoir de marché des banques y est pratiquement nul. Pour les crédits aux particuliers il semble que le pouvoir des banques françaises soit assez important, qu'il s'agisse des crédits à l'habitat ou de ceux de trésorerie. Aucun résultat n'a été obtenu, faute de données comparables, pour les crédits à la consommation américains ou allemands. La distribution de crédits à l'habitat serait, aux Etats-Unis, à peu près concurrentielle mais le pouvoir des banques allemandes ne serait pas négligeable. Les conséquences pour le consommateur français d'un pouvoir de marché des banques non négligeable demeurent, néanmoins, limitées pour deux raisons : l'élasticité de la demande de crédit au taux d'intérêt est forte et les banques françaises se sont souvent écartées, dans le passé, du comportement « habituel » mis en évidence par l'économétrie, en baissant de façon discrétionnaire leurs taux. Bien entendu, les conclusions précédentes, obtenues à partir de données macroéconomiques, demeurent fragiles ; elles ne permettent pas, en particulier, d'apprécier l'évolution récente de la concurrence interbancaire puisqu'il s'agit d'estimations moyennes, relatives aux années quatre-vingt. Il demeure, néanmoins, vraisemblable qu'en France comme à l'étranger, la concurrence s'est accrue avec les mesures de « dérégulation » qui ont été prises un peu partout. Une conclusion supplémentaire de ce travail est qu'un rationnement du crédit est peu probable parce que le coût marginal de distribution du crédit est pratiquement indépendant de la quantité distribuée.

Avant de détailler les résultats obtenus, quelques rappels de micro-économie traditionnelle permettront de mieux situer les enjeux théoriques. Sur le marché d'un bien, l'écart entre le prix du bien vendu et le coût marginal de sa production par les entreprises est un indicateur de l'importance de la concurrence ⁽¹⁾. Si la concurrence est parfaite, cette différence est nulle ; à l'opposé, dans le cas du monopole, cet écart est, au signe près, le produit du prix P par l'inverse ($\varepsilon = \partial \text{Log} P / \partial \text{Log} Q$) de l'élasticité-prix de la demande. Plus celui-ci est grand, plus l'écart entre le prix P et le coût marginal ($\partial C / \partial Q$) est important. Abandonnons, désormais, les deux cas extrêmes de la concurrence parfaite et du monopole ; on mesure souvent le « degré d'oligopole » d'un marché à l'aide de l'écart relatif entre le prix du bien et le coût marginal de la branche (CM) ; cet écart relatif dépend de deux éléments : l'inverse de l'élasticité-prix de la demande (ε) et le pouvoir de marché moyen des vendeurs (θ) :

$$(P - CM) / P = - \varepsilon \theta$$

(1) Nous nous limitons ici au seul cas des rendements marginaux décroissants.

Le paramètre (θ) caractérise l'intensité de la concurrence entre les producteurs. Il est compris entre zéro (cas de la concurrence parfaite) et un (cas du monopole). Une telle approche n'est néanmoins parfaitement licite que si la définition du coût marginal de l'industrie est convenable, c'est-à-dire si, à l'équilibre, les coûts marginaux de chaque entreprise sont les mêmes. Dans le cas des marchés de crédit, le coût marginal de distribution est pratiquement indépendant des caractéristiques de la banque prêteuse ; il est sensiblement égal au taux d'intérêt prévalant sur le marché sur lequel la banque peut se refinancer (marché monétaire ou marché financier). Il nous a donc paru intéressant, dans ces conditions, de transposer au marché du crédit l'approche précédente et de proposer une mesure du pouvoir des banques sur ce marché. L'équilibre correspondant peut être décrit à l'aide de deux relations : la première est une équation de demande, spécifiée sous sa forme « inverse » :

$$r = R(CR, Y)$$

où r désigne le taux d'intérêt, CR le crédit distribué et Y le vecteur des autres variables influençant la demande de crédit. La seconde équation est une fonction d'offre, qui rend compte de la détermination du taux d'intérêt par le système bancaire ; sous réserve d'approximations mineures, elle s'écrit :

$$r = r' - CR \left[\frac{\partial R(CR, Y)}{\partial CR} \right] \cdot \theta + P \cdot r$$

ou encore :

$$(r - r') / r = -\varepsilon \theta + P$$

r' désigne le taux prévalant sur le marché où les banques peuvent emprunter, P la probabilité de défaut de paiement des crédits consentis, et $\varepsilon = (CR/r) \partial R / \partial CR$ l'inverse de l'élasticité de la demande de crédit au taux d'intérêt. Le paramètre θ mesure le « pouvoir de marché » des banques. Il est nul dans le cas de la concurrence parfaite. Il atteint sa borne supérieure ($\theta = 1$) dans le cas polaire du monopole ; l'« exploitation » de la courbe de demande est alors maximale ; la dépendance de la recette marginale ($r + CR \cdot (\partial R / \partial CR) \cdot \theta$) à l'égard du crédit consenti l'est également. Selon que le crédit distribué est à court ou à long terme, le taux de marché à prendre en considération est celui du marché monétaire ou du marché financier ; si le refinancement est « mixte » on peut aussi retenir une combinaison des deux taux. On voit donc que l'écart entre le taux des crédits et le taux du marché de refinancement est proportionnel au pouvoir de marché des banques.

La première partie de cet article précise les fondements théoriques de la notion de pouvoir de marché : un bref rappel de la controverse entre les promoteurs de l'approche SCP et les partisans de la « Nouvelle économie industrielle » y est d'abord effectué ; la spécificité des marchés de crédit y est, ensuite, soulignée. La deuxième partie de l'étude est empirique ; le pouvoir de marché des banques françaises y fait l'objet d'une attention particulière ; les résultats obtenus sont, dans une deuxième étape, comparés à ceux d'autres pays de l'OCDE.

Éléments de théorie

La controverse autour du SCP

La relation entre structure de marché et performance bancaire a été étudiée dans les années soixante au moment où le FED se préoccupait de réglementer les fusions et les acquisitions entre banques commerciales. Les travaux effectués ont eu recours au modèle dominant de l'époque, le SCP (Structure-Comportement-Performance). La plupart d'entre eux ont conclu à une liaison significative entre la concentration du système bancaire et le taux de profit des institutions financières (Mullineaux (1973) et Heggstad (1977)). De telles conclusions n'ont, néanmoins d'intérêt réel que s'il est licite de considérer comme exogène la structure de l'industrie considérée. Demsetz (1973) a été le premier à contester cette hypothèse ; il suggère qu'une corrélation positive entre concentration et rentabilité ne reflète pas nécessairement le prélèvement d'une rente de monopole mais aussi — et surtout — une différence d'efficacité entre les firmes : les plus efficaces accroissent leur part de marché au détriment des moins performantes ; la structure de marché — et en particulier la concentration dans une branche — ne peut donc être considérée comme une variable exogène. Un travail empirique (Smirlock (1985)) a cherché à vérifier, pour le système bancaire, l'hypothèse de différence d'efficacité. Il conclut que le lien entre profit et concentration, dont les études effectuées dans le cadre du SCP soulignaient l'importance, résultait, en réalité, de spécifications erronées et ne faisait que refléter une relation très significative entre part de marché et profit. L'étude de Smirlock demeure, néanmoins, largement exploratoire et ses conclusions doivent être considérées comme provisoires. Plus récemment, la théorie des marchés contestables (Baumol, Panzar et Willig (1982)) a lancé un véritable défi au SCP. Elle rend compte de la possibilité qu'ont les firmes en situation d'oligopole — voire de monopole — de ne pas prélever de surplus en raison de leur vulnérabilité à l'entrée potentielle de concurrents. La contestabilité d'un marché suppose que les entrées y soient libres et que les sorties puissent s'opérer sans coût — ou à des coûts très faibles —, mais le marché n'est pas nécessairement atomistique. Les entreprises en place, quel que soit leur nombre, ne peuvent, dans ces conditions, exploiter leur pouvoir si bien que, sur un marché contestable, aucune corrélation entre structure et performance ne doit apparaître. Les études empiriques faisant référence à la théorie des marchés contestables, d'ailleurs controversées, ont ignorés, jusqu'à présent le système bancaire. Mais, c'est il y a peu de temps que les critiques les plus « acerbes » à l'égard du SCP ont été formulées ⁽²⁾ ; par les partisans de la « Nouvelle économie industrielle » (New Industrial Economics). Ils

(2) Trois critiques sont formulées : il est, tout d'abord, douteux que les coûts marginaux puissent être directement observés sur les données de panel, ce que postule le SCP ; deuxièmement, le nombre d'indicateurs de taille et de performance utilisé pour caractériser la structure d'une industrie est, dans l'approche SCP trop limité ; les estimations économétriques, enfin, portent sur la forme réduite d'un modèle structurel non identifiable. De plus les études faisant référence au SCP ne tiennent pas compte d'importantes externalités.

soulignent la nécessité d'endogénéiser la structure de marché et l'importance du concept de « pouvoir de marché » dans ce processus d'endogénéisation ; Chevalier (1977) avait été, à cet égard, un précurseur, sans, pour autant, résoudre le problème de la mesure de ce pouvoir.

La nouvelle approche

Considérons donc, avec Bresnahan (1987), un marché où les variables endogènes sont le prix du bien échangé (P), et les quantités (Q_j) produites par chaque firme. Nous pouvons caractériser l'équilibre du marché à l'aide de relations analogues à l'équation (6) de l'encadré 1, qui précise le lien entre le prix P du bien vendu, le coût marginal (CM_j) de la j^{ème} entreprise et le pouvoir de marché (θ_j) de la firme considérée.

$$P = \left[\frac{\partial C(Q_j, r(j), \dots)}{\partial Q_j} \right] - \left[\frac{\partial P(Q, \dots)}{\partial Q} \right] \cdot Q \cdot \theta_j$$

La fonction de demande inverse s'écrit sous la forme :

$$(1) \quad P = D(Q, \dots)$$

avec : $Q = \sum_j Q_j =$ production totale

La fonction de coût s'écrit :

$$(2) \quad C_j = C(Q_j, r(j), \dots)$$

avec : r(j) = paramètre caractérisant la technique de la firme j :

Le coût marginal (CM_j) s'écrit sous la forme suivante :

$$(3) \quad CM_j = \frac{\partial C}{\partial Q_j}$$

Le profit de l'entreprise j est égal à l'expression suivante :

$$(4) \quad PRO_j = P \cdot Q_j - C(Q_j, r(j), \dots)$$

La condition du premier ordre devient :

$$(5) \quad P + \left[\frac{\partial P}{\partial Q_j} \right] Q_j - \left[\frac{\partial C(Q_j, \dots)}{\partial Q_j} \right] = 0$$

avec : $\frac{\partial P}{\partial Q_j} = \frac{\partial P}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial Q_j}$

Posons : $\theta_j = (Q_j / Q) \frac{\partial Q}{\partial Q_j}$

Nous obtenons :

$$(6) \quad P = \left[\frac{\partial C(Q_j, r(j), \dots)}{\partial Q_j} \right] - \left[\frac{\partial P(Q, \dots)}{\partial Q} \right] \cdot Q \cdot \theta_j$$

$(P + Q \cdot \partial P / \partial Q \cdot \theta_j)$ définit la « recette marginale conjecturale » (RM). L'équation (6) correspond donc à l'égalité entre la recette marginale espérée et le coût marginal (CM_j). Comme le souligne Bresnahan, cette formule peut être interprétée de plusieurs façons : la première est de la considérer comme dérivant d'une analyse en terme de théorie des jeux : telle est la démarche de Rosse (1970) qui utilise la théorie du monopole, de Bresnahan (1981) qui fait appel à un équilibre de Bertrand avec différenciation des produits, de Porter (1984) qui retient l'hypothèse de l'oligopole collusif, de Gerosk (1983) qui postule des comportements de leader ou de suiveur à la Stackelberg etc. Quel que soit le modèle retenu, les paramètres θ_j sont alors astreints à prendre certaines valeurs : en concurrence parfaite ils seront nuls ; un équilibre de Cournot sera caractérisé par des θ_j égaux aux parts de marché (Q_j/Q), etc. Les considérations précédentes sont essentiellement statiques ; prendre le temps en considération implique que les paramètres θ_j puissent varier ; d'un point de vue théorique il faut alors s'intéresser aux jeux dynamiques ; mentionnons ici seulement pour mémoire les travaux de Porter (1983), Green et Porter (1984) D'Abreu et alii (1986), etc. Une des difficultés de l'utilisation de la théorie des jeux est l'interprétation des observations empiriques : les variables peuvent, en effet, prendre des valeurs assez différentes de leur valeur théorique.

Une autre interprétation de la formule (6) a été proposé d'abord par Iwata (1974) puis par Gollop et Roberts (1978) et Appelbaum (1981). Aucune hypothèse n'est posée, *a priori*, sur la valeur des paramètres θ_j qui dépendent de celles des « sensibilités conjecturales »⁽³⁾. Cette dépendance est explicitée par la relation :

$$\frac{Q}{Q_j} \cdot \theta_j = \left[\frac{\partial Q_j}{\partial Q_j} \right] + \sum_{j \neq i} \left[\frac{\partial Q_i}{\partial Q_j} \right] = 1 + \sum_{j \neq i} r_{ij}$$

r_{ij} correspond bien à la conjecture formée, à la date courante, par la j ème firme sur ce que sera la réaction de la i ème (dQ_i) à la suite d'une variation de sa propre production (dQ_j). Le ratio $(\partial Q_i / \partial Q_j)$ définit, dans ces conditions, une sensibilité conjecturale et l'expression $(\partial Q_i \cdot Q_i / \partial Q_j \cdot Q_j)$ correspond à une « élasticité conjecturale ». Il convient alors d'évaluer empiriquement ces sensibilités ou ces élasticités. Pour ce faire, deux méthodes ont été utilisées : la première, due à Iwata, retient l'hypothèse de conjectures constantes ; elle conduit à une évaluation économétrique des sensibilités conjecturales et à l'élaboration d'un test d'un certain type de collusion. Appliquée à l'industrie du verre japonaise cette étude a, néanmoins, été critiquée par Bresnahan au motif qu'Iwata considère comme observables les coûts marginaux.

La seconde hypothèse, retenue initialement par Gollop et Roberts, permet aux conjectures de varier : elle pose une relation de dépendance des sensibilités conjecturales à l'égard de la taille des firmes considérées ; elle permet, dans ces conditions, d'endogénéiser la structure de marché. Les études ultérieures ont privilégié l'hypothèse de conjectures

(3) En anglais « conjectural variations ».

variables, qui sont alors exprimées en fonction des élasticités de demande et des diverses parts de marché. Les signes des coefficients apparaissant dans les expressions correspondantes peuvent donner lieu à diverses interprétations : ils peuvent ainsi refléter des comportements de dissuasion réciproque ou de prédation.

Une dernière interprétation de l'équation (6), connexe des précédentes, mais plus proche de celle initialement proposée par Iwata, a été avancée par Appelbaum (1979) et Porter (1984) : elle prévaut souvent quand l'observateur ne dispose que de données agrégées, pour l'industrie considérée : il faut alors multiplier la relation (6) par Q_j et sommer sur l'ensemble des entreprises et l'on obtient :

$$P = \left[\frac{\partial C(Q_j, r(j), \dots)}{\partial Q_j} \right] \cdot \left[\frac{\partial P(Q, \dots)}{\partial Q} \right] \cdot Q_j \cdot \theta$$

et l'on pose :

$$\theta = \frac{\sum_j Q_j \theta_j}{Q}$$

θ est alors le pouvoir de marché « moyen » de l'ensemble des firmes ; si C est une fonction homogène et de degré 1 en Q , on a :

$$\sum_j Q_j \cdot \frac{\partial C}{\partial Q_j} = C_m \cdot Q$$

soit :

$$(7) P = C_m \cdot \frac{\partial P}{\partial Q} \cdot Q \theta$$

qui est l'équation d'offre globale ; C_m y désigne le coût marginal dans l'industrie considérée.

Bresnahan (1988) rappelle que le statut théorique du paramètre θ demeure, sauf cas exceptionnel comme celui de la concurrence parfaite ($\theta = 0$) ou du monopole ($\theta = 1$), incertain. On considère, généralement, néanmoins (Porter (1984)), qu'il caractérise le degré de concurrence sur le marché. Il est crucial, par ailleurs, pour que l'interprétation proposée soit correcte, que la définition d'un « coût marginal de la branche » ait un sens ; ce sera, en particulier, le cas si la concurrence parfaite prévaut, chaque entreprise exhibant, à l'équilibre, le même coût ; mais si le pouvoir de marché n'est pas négligeable, les coûts marginaux différeront, d'une firme à l'autre. Il est donc délicat d'utiliser la relation (7) pour mesurer des pouvoirs de marché importants si l'indépendance — ou la faible dépendance — du coût marginal par rapport à la taille de la firme n'est pas assurée. Le marché du crédit est à cet égard assez exceptionnel puisque le coût marginal d'une banque distribuant du crédit est indépendant des activités de cette banque et, en particulier, de l'échelle de ses opérations : il est simplement égal au taux d'intérêt sur le marché sur lequel les banques se refinancent : le marché monétaire ou le marché financier. C'est cette observation qui est à l'origine de notre travail.

Le pouvoir de marché de la firme bancaire

Paradoxalement, Favaro, Gelfand et Spiller, dans leurs études ⁽⁴⁾ du marché du crédit en Uruguay, ne se sont guère intéressés à la mesure globale du degré de concurrence sur le marché du crédit bien qu'ils aient utilisé, dans leurs travaux, cette propriété de l'indépendance du coût marginal de distribution et de la taille de chaque établissement. Gual et Ricart (1988) ont eu, au contraire, le souci de mesurer un pouvoir de marché global, mais ils se sont penchés sur les dépôts à terme espagnols ; c'est la « transformation » des dépôts en prêts qui fait l'objet de leur analyse : ils considèrent que les banques sont confrontées à une demande de dépôts et qu'elles s'efforcent de maximiser leur profit en choisissant comme variable stratégique le montant de dépôts qu'elles désirent ; dans cette maximisation, les crédits sont considérés comme étant proportionnels aux dépôts et leur taux d'intérêt dépend, bien entendu, de la demande correspondante. Le modèle économétrique comprend deux équations : l'une de demande de dépôts et l'autre d'offre ; son identifiabilité est assurée par l'introduction de variables muettes qui reflètent la libéralisation progressive du système financier espagnol. On regrettera, dans cette étude, le lien contestable qui est postulé entre crédits et dépôts ; il faut se garder, de raisonner, pour chaque banque, comme on le fait au niveau macroéconomique : l'adage « les crédits font les dépôts » n'est pas applicable à une seule banque ; il convient, au contraire, de supposer que, même pour une « grande » banque, le coefficient de fuite est voisin de l'unité.

Nous nous proposons maintenant de mesurer globalement le pouvoir de marché des banques sur celui du crédit. Pour ce faire, nous suivons la démarche indiquée dans l'encadré 2 qui est une transposition, à la firme bancaire, de l'approche de la NEI. Nous obtenons la relation (11) où l'écart entre le taux (r) des crédits et le taux moyen auquel la i ème banque se refinance dépend de la sensibilité de la demande de crédit au taux d'intérêt (R_i) du volume du crédit distribué (CR) et du pouvoir de marché de cette banque (θ_i).

$$r = - R_i \cdot CR \cdot \theta_i + a_i r_m + (1 - a_i) r_f$$

Nous spécifions la demande sur ce marché sous la forme :

$$r = R(CR, Y)$$

avec : r = taux d'intérêt sur le marché du crédit,

CR = crédit distribué,

Y = vecteurs de variables influençant la demande.

On a bien sûr :

$$CR = \sum_i CR_i$$

(4) cf. bibliographie.

CR_i désignant la demande de crédit à la i ème banque commerciale. Le profit de cette banque s'écrit :

$$(9) \text{ PRO}_i = rCR_i - \sum_k r_k D_{ki} - r_f B_{fi} - r_m \text{Ref}_i - CO_i$$

avec : r = taux d'intérêt sur le marché du crédit,
 r_k = taux d'intérêt sur le marché du k ème dépôt,
 r_m = taux d'intérêt sur le marché monétaire,
 r_f = taux d'intérêt sur le marché financier,
 D_{ki} = dépôts de la k ème catégorie chez la banque i ,
 Ref_i = endettement de la banque i sur le marché monétaire,
 B_{fi} = titres émis par la banque i sur le marché financier,
 CO_i = coûts opératoires.

La recherche du maximum de profit conduit à la condition du premier ordre suivante :

$$0 = r + R_1 \cdot CR_i \left[\frac{\partial CR}{\partial CR_i} \right] - \sum_k r_k \left[\frac{\partial D_{ki}}{\partial CR_i} \right] - r_f \left[\frac{\partial B_{fi}}{\partial CR_i} \right] - r_m \left[\frac{\partial \text{Ref}_i}{\partial CR_i} \right] - \left[\frac{\partial CO_i}{\partial CR_i} \right]$$

Ce faisant, nous supposons que les taux d'intérêt créditeurs sont fixés par la Banque centrale et que les banques ont sur le marché financier, un comportement de « price-taker ». On considère généralement qu'à court terme les coûts opératoires sont indépendants de la distribution du crédit ; d'où :

$$\frac{\partial CO_i}{\partial CR_i} = 0$$

On a bien sûr :

$$R_1 = \frac{\partial r}{\partial CR} < 0$$

et l'on pose :

$$\theta_i = \frac{\partial CR}{\partial CR_i} \frac{CR_i}{CR}$$

θ_i est alors le pouvoir de marché de la i ème banque. Une question importante est celle des valeurs de $(\partial D_{ki} / \partial CR_i)$, $(\partial B_{fi} / \partial CR_i)$ et $(\partial \text{Ref}_i / \partial CR_i)$. Nous avons déjà justifié l'approximation d'un coefficient de fuite égal à un et nous posons :

$$\frac{\partial D_{ki}}{\partial CR_i} = 0$$

La banque i est contrainte de se refinancer, soit sur le marché monétaire, soit sur le marché financier ; l'équilibre de son bilan impose alors la relation :

$$d\text{Ref}_i + dCB_{fi} = dCR_i$$

Nous écrivons donc :

$$(10) \quad \frac{\partial \text{Ref}_i}{\partial CR_i} = a_i \text{ et } \frac{\partial B_{fi}}{\partial CR_i} = 1 - a_i$$

En pratique, a_i vaudra sensiblement zéro ou un, suivant que le crédit distribué est à long ou à court terme. Définissons le coût marginal de la banque i par la formule :

$$r_{fi} = a_i r_m + (1 - a_i) r_f$$

nous avons :

$$(11) \quad r = -R_1 \cdot CR \cdot \theta_i + a_i r_m + (1 - a_i) r_f$$

En agrégeant la relation (11), nous obtenons :

$$(12) \quad r = -R_1 \cdot CR \cdot \theta + a \cdot r_f + (1 - a) r_m$$

ou :

$$(13) \quad r = -R_1 \cdot CR \cdot \theta + r_r$$

ou encore :

$$(13 \text{ bis}) \quad (r - r_r) / r = - (R_1 \cdot CR / r) \cdot \theta = -\varepsilon \theta$$

avec :

$$\theta = \frac{\sum_i CR_i \theta_i}{CR} \quad a = \frac{\sum_i a_i CR_i}{CR} \quad r_r = a \cdot r_f + (1 - a) r_m$$

Une analyse complète nécessite que l'on prenne en considération le risque : nous réécrivons alors la relation (9), en y faisant apparaître, pour chaque banque, une probabilité P_i de défaut de paiement des débiteurs, d'où :

$$PRO_i = r CR_i (1 - P_i) - \sum_k r_k D_{ki} - r_f B_{fi} - r_m Ref_i - CO_i$$

Un calcul analogue au précédent conduit à écrire :

$$(14) \quad r = -R_1 \cdot \theta' \cdot CR + r_r + P \cdot r$$

ou

$$(14 \text{ bis}) \quad (r - r_r) / r - \varepsilon \theta' + P$$

avec :

$$\theta = \frac{\sum_i CR_i \theta'_i}{CR} \quad \theta'_i = \theta_i (1 - P_i - P'_i) \text{ et } P = (\sum_i P_i CR_i) / CR$$

Ces nouvelles relations sont analogues aux précédentes : elles prennent, néanmoins en considération la variation du risque du prêteur avec la quantité de crédit qu'il distribue : ainsi le pouvoir de marché est-il désormais « corrigé du risque » ; la nouvelle sensibilité conjecturale l'est également.

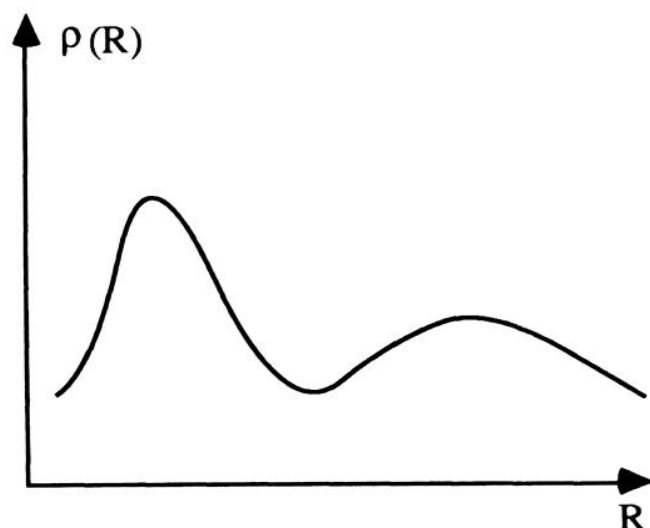
On peut alors énoncer que le pouvoir de marché des banques est :

- proportionnel à la différence entre l'écart relatif $((r - r_r) / r)$ de taux d'intérêt et la probabilité de défaut de paiement (P) ;
- proportionnel à l'élasticité ($\eta = \varepsilon^{-1}$) de la demande de crédit au taux d'intérêt.

Le rationnement du crédit

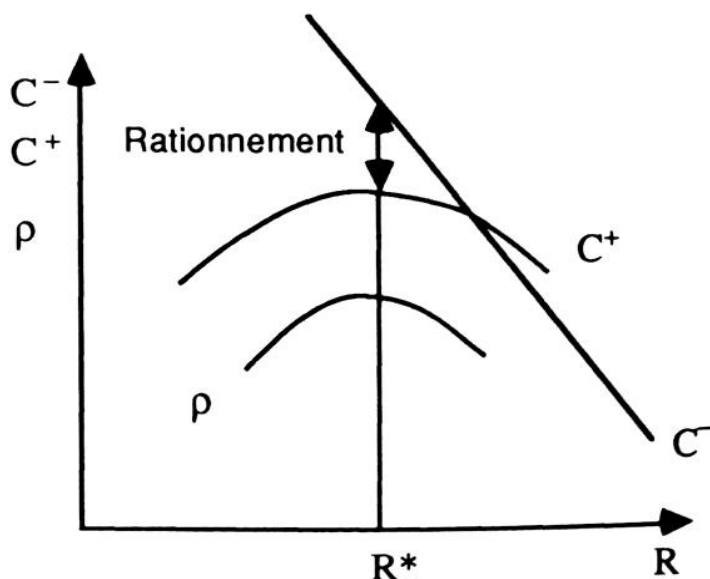
L'étude précédente remet incidemment en cause l'une des conclusions de l'étude de Stiglitz et Weiss (1981). Ces auteurs démontrent d'abord que la demande de crédit doit décroître avec le taux R proposé

par les banques et avec le paramètre indiquant le risque des projets d'entreprises ; ils s'intéressent ensuite à l'offre de crédit : pour ce faire ils prennent en considération les deux effets, sur le profit bancaire, d'un accroissement de R : le positif, direct, dû à la hausse du taux d'intérêt ; le négatif, résultant de l'effet de sélection adverse ; les emprunts deviennent plus risqués quand le taux s'élève. l'espérance du profit $\rho(R)$ d'une banque par franc prêté, n'est pas, dans ces conditions, une fonction monotone de R . Une représentation possible de $\rho(R)$ figure au graphique 1.



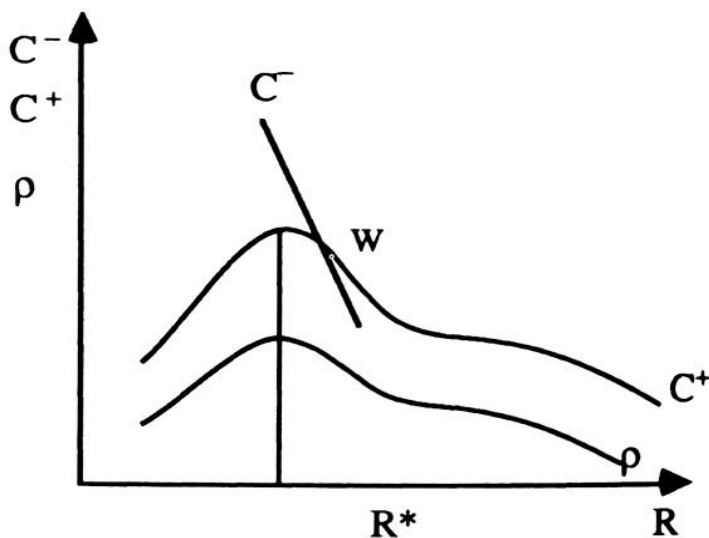
1. Rentabilité d'un prêt bancaire

Stiglitz et Weiss supposent en outre qu'il y a concurrence monopolistique avec libre entrée du côté des dépôts : à R donné chaque banque doit alors rémunérer les dépôts à $\rho(R)$; R doit être, par ailleurs, fixé au niveau qui maximise $\rho(R)$ faute de quoi une nouvelle banque pourrait offrir une rémunération des dépôts supérieure ; les dépôts croissant avec leur rémunération, il s'ensuit que l'offre de fonds prêtables croît également avec R . On peut alors faire apparaître une situation de rationnement du crédit (graphique 2). Bien entendu, cette maximisa-



2. Rationnement sur le marché du crédit

tion, par les banques, de $\rho(R)$ n'a de sens que si leurs taux créditeurs sont parfaitement flexibles : ce n'est pas le cas, ni pour la majorité d'entre eux, qui sont administrés, (cf. en France les taux des comptes sur livrets), ni pour ceux qui sont « libres » (cf. en France, les dépôts à terme) dont la rémunération s'aligne automatiquement sur le taux du marché monétaire. Il faut alors abandonner l'artifice utilisé par les auteurs pour déterminer R^* , taux maximisant $\rho(R)$. L'équilibre du marché du crédit est alors défini par la relation (14) qui définit une offre de crédit, avec ou sans « pics » (graphique 3).



3. Équilibre walrasien sur le marché du crédit

Résultats économétriques

Ils portent sur la France, les États-Unis et la République fédérale d'Allemagne et le Royaume-Uni.

Le modèle : spécification et estimation

Le modèle utilisé comporte deux équations ; une équation de demande et une autre d'offre. La première est spécifiée sous la forme suivante :

$$(I) \quad RAP = r_0 - r_1 \text{TAUX} + \sum_k r_k \text{VAR}_k$$

avec :

$$RAP = \text{NCR/PIB}$$

NCR = Nouveaux crédits distribués par les banques (en valeur),

TAUX = Taux d'intérêt relatif aux crédits considérés,

VAR_k = Autres variables explicatives,

PIB = Produit intérieur brut (en valeur),

L'équation d'offre s'écrit :

$$(II) \text{ETAUX} = t_0 \text{RAP} + t_1 \text{TAUX} - t_2 (\text{TAUXREFk} - \text{TAUXREFI}) - t_3 \Delta \text{TAUXREFk} + t_4$$

$$\text{ETAUX} = \text{TAUX} - \text{TAUXREFk}$$

$$\Delta \text{TAUXREFk} = \text{TAUXREFk} - \text{TAUXREFk} (-1)$$

TAUXREFk = Taux du marché sur lequel les banques se refinancent principalement ⁽⁵⁾.

TAUXREFI = Taux du marché sur lequel les banques se refinancent secondairement ⁽⁶⁾.

On peut remarquer que le produit R_1 . CR de l'équation (14) s'écrit désormais sous la forme :

$$R_1 \text{CR} = \text{CR} / (\partial \text{CR} / \partial \text{TAUX}) = - \text{CR} / \text{PIB} \cdot r_1 = - \text{RAP} / r_1$$

que le pouvoir de marché θ a pour expression :

$$\theta = - t_0 \cdot \text{RAP} / R \cdot \text{CR} = t_0 t_1$$

et que l'élasticité de la demande de crédit par rapport au taux d'intérêt est égale à :

$$\eta = \frac{\partial \text{CR}}{\text{CR}} / \frac{\partial \text{TAUX}}{\text{TAUX}} = \frac{\partial \text{RAP}}{\text{RAP}} / \frac{\partial \text{TAUX}}{\text{TAUX}} = - b_1 \cdot \text{TAUX} / \text{RAP}$$

Les variables explicatives VAR_k de l'équation de demande comprennent :

- Le taux d'un placement sur le marché monétaire TAUXREF1 ou sur le marché financier TAUXREF2 ; on peut, en effet, considérer que les agents économiques ont le choix entre vendre des titres — c'est-à-dire renoncer à encaisser l'intérêt correspondant à TAUXREF1 ou TAUXREF2 — et ne pas s'endetter ou conserver leurs titres et s'endetter au taux TAUX .

- Le taux d'inflation anticipé INFL ; notons, à ce propos, que de nombreux essais d'introduction de cette variable dont on pouvait penser, *a priori*, qu'elle serait significative, se sont souvent révélés infructueux. De tels échecs ne permettent pas de conclure à l'irrationalité des ménages ou des entreprises au motif qu'ils seraient sensibles aux taux nominaux et non aux taux d'intérêt réels ; tout au plus peut-on souligner que l'effet de solvabilité l'emporte économétriquement sur l'effet de rentabilité. Rappelons, en effet, que si le coût d'un crédit est bien égal au taux d'intérêt réel, la capacité de remboursement d'un agent économique peut, elle, être appréciée à l'aide du rapport annuité du prêt/revenu et qu'elle dépend d'une part du ratio capital emprunté/revenu et, d'autre part, du taux nominal.

- Le rapport (RAPPRIX) entre le prix de la FBCF « logement » et le prix de la consommation des ménages ; cette variable intervient dans certains ajustements relatifs aux crédits à l'habitat et, le cas échéant,

(5) $k = 1$ pour le taux sur le marché monétaire, $k = 2$ pour le taux des obligations.

(6) $l = 2$ pour le taux des obligations, $l = 1$ pour le taux sur le marché monétaire.

au total des crédits ; plus le prix relatifs des logements augmente, plus l'apport personnel des ménages diminue et plus leur encours à l'endettement s'accroît ; les tentatives d'introduction de RAPPRIX ont été, néanmoins, décevantes dans le cas français.

- Le taux de croissance du PIB (CROI) ⁽⁷⁾ ; les périodes de forte croissance coïncident, en effet, avec une capacité d'autofinancement élevée, et par conséquent, un moindre recours au crédit.

Il faut ajouter, à la liste précédente :

- Quelques variables muettes notées DUMAAT (AA = année, T = trimestre), qui ont du être introduites pour tenir compte d'évènements exceptionnels.

- Des variables indicatrices introduites dans les ajustements relatifs à la France et aux États-Unis : dans le premier cas, la période d'observation a été caractérisée par la suppression progressive du régime d'encadrement du crédit mis en place en 1973. Une variable muette ENCAD a donc été introduite dans les ajustements, relatifs à l'offre ou la demande de crédit ; son introduction dans l'équation (I) conduit parfois à distinguer « deux régimes » mais, bien entendu, cette distinction n'a été maintenue que pour les variables dont les coefficients de régression diffèrent significativement d'une sous-période à l'autre. La variable indicatrice SORTIE prend en compte le régime transitoire qui a suivi la suppression officielle de l'encadrement ⁽⁸⁾. Deux variables « HAUSSE » et « BAISSSE » ont également été introduites ; elles valent 1 pour certains trimestres et zéro ailleurs. On constate, en effet, qu'en France le taux des crédits quelque soit le taux considéré est relativement très bas de la mi-81 au début de 83. Nous interprétons cette « anomalie de comportement » comme le résultat d'une politique délibérée, sans doute suggérée par les Pouvoirs Publics ; les banques auraient — partiellement — rattrapé le manque à gagner correspondant pendant l'année 1986 ⁽⁹⁾. A noter, enfin, que la variable VOLCKER, valant 1 au moment où la politique monétaire américaine était très restrictive, figure dans certains ajustements relatifs aux États-Unis, avec une variable CRISE qui tient compte de la faiblesse de la demande de crédit pendant le « creux » de 1982.

La procédure d'estimation retenue est celle des doubles moindres carrés, avec, c'est le cas échéant, une correction d'autocorrélation des résidus de Cochrane Orcutt. L'utilisation de cette procédure améliore surtout les ajustements portant sur l'offre de crédits ; la raison en est simple ; le modèle proposé néglige les coûts résultant de modifications fréquentes des barèmes bancaires : les banques réagissent donc en amortissant » les variations de leur coût de refinancement : cet amortissement n'est que partiellement pris en compte par l'introduction de la variable $\Delta\text{TAUXREF}_k$.

(7) La variable a généralement été lissée (CROIL).

(8) La somme d'ENCAD et de SORTIE est dénommée ENCADL.

(9) Pour les crédits de trésorerie aux particuliers, le « rattrapage » aurait eu lieu plus tôt.

Les données

Il est essentiel au propos tenu que les taux d'intérêt soient définis et les élasticités de demande évaluées avec une bonne précision. Il nous a paru indispensable, dans ces conditions, de distinguer, dans chaque pays, des catégories à peu près homogènes de crédits et de leur faire correspondre des taux d'intérêt représentatifs. Pour ce faire, nous avons retenu :

- le marché des crédits à l'habitat,
- le marché des crédits de trésorerie aux particuliers,
- le marché des crédits de trésorerie aux entreprises,
- le marché des crédits à moyen et long terme aux entreprises.

S'agissant des entreprises, la distinction, entre crédits à court terme et crédits à moyen et long terme n'a généralement pas pu être effectuée pour les pays étrangers. Pour les taux d'intérêt afférents à ces crédits nous avons cherché à retenir des moyennes pondérées de taux effectifs globaux dont le calcul prend en considération l'ensemble des recettes encaissées par les banques. Comme ces informations n'étaient pas toujours fournies, nous avons été contraints d'effectuer quelques calculs. Pour la France, plusieurs séries statistiques sont disponibles :

- les taux débiteurs minimum et maximum pratiqués par les banques et les établissements financiers, publiés chaque trimestre, au Journal officiel, dans le cadre de l'ancienne législation sur l'usure, et reproduits dans les Statistiques financières de l'OCDE ;
- les résultats de l'enquête trimestrielle sur le coût du crédit aux entreprises menée par la Banque de France, depuis 1986, et reproduits dans son Bulletin trimestriel ;
- ceux de l'enquête semestrielle sur le coût du crédit aux entreprises de l'industrie de l'INSEE, publiés, depuis 1984, dans Tendances de la conjoncture ;
- ceux de l'enquête sur le coût du crédit aux particuliers de la Banque de France qui a été mise en place, en 1990, dans le cadre de la nouvelle législation sur l'usure.

Les taux publiés sont relatifs à diverses catégories de crédits : on y trouve, pour les crédits aux entreprises,

- les crédits à court terme comprenant :
 - les avances en comptes débiteurs,
 - les crédits d'escompte (escompte proprement dit et CMCC),
 - les autres crédits à court terme prenant la forme, le plus souvent, de découvert mobilisé,
 - et les crédits à moyen et long terme.

Pour les particuliers on dispose de statistiques relatives aux crédits à la consommation — avances en comptes débiteurs, financement des ventes à tempérament, prêts personnels — et au logement : pour ces derniers on ne s'est intéressé qu'aux taux du marché « libre ». Les données d'enquête correspondent à des taux effectifs globaux. On

remarquera, à ce propos, la remarquable convergence entre l'enquête INSEE — dont le champ est limité à la seule industrie — et l'enquête Banque de France qui couvre l'ensemble des entreprises. Les fourchettes de taux ne donnent pas d'indications précises sur le niveau des taux mais elles permettent d'apprécier leurs variations. Nous avons, dans ces conditions, élaboré deux statistiques de taux relatives aux entreprises :

- une série de taux court qui est la moyenne, pondérée par les encours de crédits, des trois principaux taux à court terme dans leur définition « Banque de France » : une rétopolation de ces séries à été, au préalable, effectuée à l'aide de la statistique « INSEE » et de celle du « Journal officiel » ;

- une série de taux à moyen et long terme qui est simplement la série « Banque de France » rétopolée de la même façon.

Pour les ménages la même méthode a été utilisée à ceci près,

- que l'on ne dispose que d'un point — le premier trimestre 1990 — pour caler la « fourchette » sur l'enquête Banque de France. Deux méthodes sont alors envisageables : celle de l'écart fixe entre la moyenne de la fourchette et la donnée de l'enquête et celle de l'écart proportionnel : les deux méthodes sont été successivement utilisées et conduisent à des résultats économétriques assez voisins. Les résultats présentés le sont avec la moyenne l'évaluation minorant le pouvoir de marché des banques ;

- que, pour les crédits de trésorerie aux particuliers, une pondération au prorata des encours de crédits a été effectuée.

Pour l'Allemagne, les statistiques utilisées sont celles de la Bundesbank publiées dans son bulletin mensuel et reproduites dans les statistiques financières de l'OCDE. Nous avons retenu :

- le taux des crédits en compte courant : cette statistique permet d'apprécier le taux à court terme à la clientèle — hors crédit d'escompte — pour les crédits inférieurs à 1 million de DM. Le taux est calculé en moyenne arithmétique et en éliminant les valeurs extrêmes. Il n'incorpore pas la commission dite de compte qu'on peut évaluer à environ 1 % l'an, tarif assez proche de celui pratiqué par les banques suisses (cf. Statistiques financières de l'OCDE, supplément méthodologique, années 1983 et 1989, et l'article « Premiers résultats de l'enquête sur les intérêts servis et reçus par les banques », paru dans le Rapport mensuel de la Deutsche Bundesbank, octobre 1967). Il convient donc d'ajouter 1 % au taux publié et de le corriger ensuite de la différence entre moyenne arithmétique des « petits » crédits et moyenne pondérée de l'ensemble de ces crédits. Une telle correction, effectuée par analogie avec les résultats de l'enquête « Banque de France » conduit à diminuer le nouveau résultat d'un peu plus d'un point et demi d'où une différence globale d'environ – 0,5 point.

- le taux des hypothèques : le mode de calcul de ce taux ayant changé en 1982 nous avons limité la période d'estimation aux années les plus récentes. Ce taux est calculé en moyenne arithmétique en éliminant les valeurs extrêmes (cf. l'article « L'évolution des taux d'intérêt depuis 1978 », notes méthodologiques en annexe, paru dans le Rapport mensuel de la Deutsche Bundesbank, janvier 1983, pp. 22 et

suiv.). Nous n'avons pas apporté de correction à ce taux dans la mesure où les crédits au logement sont de montant unitaires peu dispersés par rapport aux autres crédits et où les frais supplémentaires que payent leur bénéficiaire sont, pour l'essentiel, ceux de la constitution d'hypothèques, sommes qui ne sont pas encaissées par les banques.

Les séries américaines de taux d'intérêt sont publiées dans le Federal Reserve Bulletin et, pour beaucoup d'entre elles, reproduites dans les Statistiques financières de l'OCDE. Celles que nous avons utilisées le sont toutes (Prêt à court terme aux entreprises tableau III.1.a.2., Prêt à long terme aux entreprises tableau III.1.b.2. et Hypothèques III.1.c.) sauf les taux des prêts (marché primaire) obtenus par sommation du taux du contrat et des frais (Federal Reserve Bulletin tableau 1.53 « Mortgage rates » lignes 5 et 6). Il s'agit alors du taux maximum que rapporte le débiteur. Le taux de rémunération des banques prêteuses est compris entre ce plafond — déduction faite des frais d'hypothèques — et le plancher constitué par le taux des hypothèques sur le marché secondaire.

Aux Etats-Unis les statistiques produites le sont en moyenne pondérée et en taux effectif global. Il faut mentionner l'exception des crédits à court terme ; les usages bancaires américains veulent, en effet, que le bénéficiaire d'une avance en compte courant conserve en général un certain pourcentage de cette avance en dépôt, ne portant pas intérêt, auprès de l'établissement prêteur : on évalue généralement à 20 % (cf. « Statistiques financières de l'OCDE, Supplément méthodologique, année 1983) si bien que nous avons multiplié la série correspondante par 1,2.

Les taux des marchés monétaires et des marchés financiers sont évalués de façon standard : taux des prêts au jour le jour sur le marché interbancaire et taux de rendement, sur le marché secondaire, des obligations du secteur privé. Pour l'Allemagne, il existe deux statistiques en la matière : celle des obligations industrielles et celles des hypothécaires : elles sont pratiquement indiscernables et dans ces conditions, le taux du marché financier à retenir comme référence pour la distribution de crédits à l'habitat aux entreprises est le même.

Le taux de référence américain utilisé est celui des obligations « Aa » des sociétés (Federal Reserve Bulletin, tableau I.35 « Interest Rates », ligne 34) qui correspond sensiblement à notre définition du coût de refinancement des banques dont le rating est, en général, assez bon ou, si la distribution de crédits à l'habitat est en cause, celui des obligations « Aaa » à plus de vingt ans. En France, les banques sont pour partie publique et pour l'autre privée et nous avons retenu la demi-somme des deux taux correspondants : avant de présenter les résultats économétriques, précisons que les séries « financières » sont issues des sources usuelles⁽¹⁰⁾ et que les autres séries utilisées proviennent des

(10) — pour la France, le TERF ou les Statistiques monétaires de la Banque de France,
— pour les Etats-Unis le Survey of Current Business,
— pour l'Allemagne le Bulletin de la Bundesbank,
— pour le Royaume-Uni les publications du Central Statistical Office ou de la Bank of England.

comptes nationaux trimestriels des quatre pays considérés tels qu'ils sont publiés par l'OCDE.

En règle générale, les crédits sont libellés en devise nationale. Pour certains d'entre eux (cf. pour la France des crédits de trésorerie aux ménages et les crédits à moyen et long terme aux entreprises), l'amalgame des devises n'a pu être évité ; le dommage est minime en raison de la faiblesse de l'importance relative des crédits en monnaies étrangères. S'agissant des crédits à l'habitat ou des crédits à moyen et long terme aux entreprises, il aurait sans doute été souhaitable de distinguer entre crédits « aidés » et crédits « aux conditions de marché » ; l'inconvénient qui résulte de l'absence d'une telle distinction n'est pas très grand en raison du parallélisme de l'évolution des taux afférents à l'une et l'autre catégorie. Les données utilisées sont trimestrielles et la période d'estimation est volontairement limitée aux années quatre-vingt. C'est en effet, une mesure récente du pouvoir de marché des banques que nous avons cherché à obtenir.

Les résultats

Les principaux résultats économétriques sont reproduits, pays par pays, en annexe.

Le pouvoir de marché des banques françaises apparaît, dans ces ajustements, comme hétérogène ; il s'établit à :

- 43 % pour les crédits à l'habitat,
- 26 % pour les crédits de trésorerie aux ménages,
- 0 % pour les crédits à moyen et long terme aux entreprises,
- 1 % pour les crédits de trésorerie aux entreprises.

Les évaluations obtenues sont donc assez dispersées : les marchés des crédits aux entreprises peuvent être considérés comme concurrentiels : la variable RAP n'est pas significativement différente de zéro dans les équations d'offre. Sur les autres marchés, le pouvoir est assez important, voire très important. Ces résultats corroborent l'idée que les particuliers sont beaucoup plus démunis que les entreprises dans leurs négociations avec les banques.

De façon plus analytique, la demande de crédit à l'habitat apparaît sensible au taux d'intérêt des crédits correspondants et à celui des obligations. L'élasticité de demande est forte (2,5). Dans l'équation d'offre, la variable (TAUX) n'est pas significative (ajustement n° 1 bis) même si son coefficient de régression a une valeur plausible (0,07). La constante n'est pas significativement différente de zéro, mais elle est légèrement négative. On minore l'évaluation du pouvoir de marché en retenant l'ajustement n° 1 d'où la variable TAUX a été enlevée. D'autres régressions, non reproduites en annexe, ont été effectuées pour tester la sensibilité du résultat à la valeur du taux d'amortissement retenu (2 % par trimestre). La demande de crédits de trésorerie semble également très sensible au taux d'intérêt : nous avons une nouvelle fois omis

la variable TAUX de l'équation d'offre (cf. ajustement n° 2) mais la constante est positive et très significative : elle correspond à la valeur moyenne du produit (P.r) trop peu fluctuant pour être distingué de la constante dans l'ajustement. La rémunération du risque correspondrait à peu près à 6,5 point de taux pour les crédits de trésorerie, ordre de grandeur assez réaliste.

Les ajustements (2A) et (2B) permettant d'évaluer la sensibilité de l'estimation au taux d'amortissement des crédits (12,5 et 17,5 % par trimestre contre 15 % pour l'ajustement de référence). Les ajustements (3) (3A) et (3B) n'appellent guère de commentaire sinon que les élasticités de demande, sont beaucoup moins élevées que précédemment et que la variable (RAP) n'entre jamais de façon significative dans aucune équation d'offre. Le fait d'« agréger » les équations de demande conduit à faire baisser l'élasticité — taux de la demande de crédit (0,22 au lieu de 0,39 et 0,42) — car les effets de substitution sont négligés. Les régressions (3A) et (3B) correspondent respectivement aux crédits de trésorerie et aux crédits « longs » aux entreprises. L'ajustement (3) a été effectué pour pouvoir être comparé à ceux retenus pour les Etats-Unis ou la RFA. Il y figure une seule équation de demande qui porte sur l'ensemble des crédits aux entreprises et deux équations d'offre qui ont en commun la variable RAP. Observons, enfin, que le taux d'amortissement des crédits à court terme a été pris égal à 100 % ; dans la mesure où la quasi-totalité de ces crédits est à taux variable : encours de crédits et nouveaux crédits sont indistinguables. La même convention a été retenue pour les crédits à moyen et long terme ⁽¹¹⁾.

Aux Etats-Unis, les ajustements présentés pour les crédits à l'habitat (n° 4 et 4 bis) ne retiennent que le taux nominal comme variable de l'équation de demande ; l'élasticité correspondante est élevée (1,8). Dans l'équation d'offre, l'introduction simultanée des variables (RAP) et (TAUX) fait surgir des problèmes de multicollinéarité (cf. régression 4bis). En éliminant (TAUX), on majore l'estimation du pouvoir du marché qui s'établit, dans ces conditions, à 10 % (cf. ajustement n° 4). Cette évaluation est le maximum de ce que l'on obtient en faisant varier les définitions du taux des crédits et du taux des obligations ; elle correspond également au couple de définitions le mieux adapté à notre propos.

Pour les crédits aux entreprises, les spécifications adoptées pour les équations d'offre ne conservent que les variables significatives (cf. ajustement n° 5). L'élasticité de demande, quoique moindre que dans le cas du logement, est voisine de celle obtenue pour la France (0,3). En tout état de cause, la variable (RAP) intervient significativement dans les équations d'offre avec un coefficient de régression faible ; le pouvoir de marché est, dans ces conditions, négligeable.

La particularité des ajustements 6 et 6bis, consacrés aux crédits au logement en Allemagne est l'introduction de la variable TAUXSPE, dans

(11) Le taux des crédits à l'habitat est la demi-somme du taux maximum sur le marché primaire et du taux sur le marché secondaire ; celui des obligations est le « Aaa » à plus de vingt ans.

l'équation de demande, qui est égale à la somme du taux d'intérêt réel (TAUX-INFL) et de l'écart (TAUX-TAUXREF2) et de celle du rapport RAPPRIXL entre prix de la FBCF logement et prix de la consommation. La variable TAUX n'étant pas significative lorsque l'on l'introduit avec RAP, nous avons conservé RAP ce qui, une nouvelle fois majore le pouvoir de marché (cf. ajustement n° 6). L'estimation (régression n° 7) du pouvoir des banques allemandes sur le marché des crédits aux entreprises, faible (4 %) n'est pas significativement différente de zéro. La faiblesse du R2 dans l'équation du demande reflète plus la stabilité de la variable RAP qu'une mauvaise qualité de l'ajustement.

On peut résumer les résultats obtenus à l'aide de deux tableaux (1 et 2) où figurent les élasticité prix des demandes de crédits et les pouvoirs de marché.

Bien entendu, le consommateur est surtout intéressé par le degré d'imperfection de chaque marché de crédit c'est-à-dire par la marge d'intérêt qui excède la rémunération « normale » du risque ; cette marge

1. Elasticités-prix des demandes de crédit

Elasticité de demande	logt.(1)	MEN CT(2)	SQS (3)
France	2,5	2,8	0,2
Etats-Unis	1,8	ND (4)	0,3
RFA	1,5	ND	0,1

(1) Crédits à l'habitat.

(2) Crédits de trésorerie aux ménages.

(3) Crédits aux entreprises.

(4) Non disponible.

Source : calculs OFCE.

2. Pouvoir de marché des banques

Pouvoir de marché	logt.(1)	MEN CT(2)	SQS CT(3)	SQS MLT(4)
France	0,43	0,26	0,00	0,01*
États-Unis	0,10	ND(5)	0,00	0,00
RFA	0,22	ND	0,04*	ND

(1) Crédits à l'habitat.

(2) Crédits de trésorerie aux ménages.

(3) Crédits de trésorerie aux entreprises.

(4) Crédits à moyen et long terme aux entreprises.

(5) Non disponible.

* Non significativement différents de zéro.

Source : calculs OFCE.

est, en valeur relative, proportionnelle au pouvoir de marché et inversement proportionnelle à l'élasticité de la demande. On peut donc évaluer, en France, cette marge « excédentaire » à environ 13 % en valeur relative et à 1,4 point en valeur absolue⁽¹²⁾, pour les crédits « libres » à l'habitat ; on trouve environ 15 % ou un demi point pour les crédits allemands au logement et moins de 5 % soit moins d'un demi-point pour les crédits correspondants aux USA. S'agissant des crédits de trésorerie, nous ne disposons que d'une évaluation pour la France qui serait de 9 % ou un peu moins d'un point et demi. Pour le crédit aux entreprises, les marges excédentaires sont nulles dans tous les pays étudiés. Bien entendu, ces résultats, obtenus à l'aide de données macroéconomiques moyennes demeurent entachés d'incertitude. Plus que les valeurs numériques, on retiendra le classement effectué pour les pouvoirs de marché les élasticités et les marges d'intérêt.

Conclusion

Notre étude du pouvoir de marché des banques américaines et européennes souligne la difficulté d'aborder les problèmes de rentabilité bancaire à partir du concept de fonction de production : il semble douteux que l'on « produise des crédits » avec des dépôts ; au contraire, l'activité bancaire est protéiforme ; elle inclut la distribution de crédit, la collecte de l'épargne, le rôle d'intermédiaire pur, celui de conseil, etc. La particularité de la première de ces activités est son coût marginal indépendant de l'échelle des opérations financières ; cette observation s'étend, pour la recette marginale, à la collecte de dépôts.

Il nous a été possible, dans cette étude qui se veut exploratoire, de mesurer le pouvoir des banques sur les marchés de crédit. Un prolongement naturel du travail entrepris serait leur étude en coupe instantanée qui viendrait, ou non, confirmer nos résultats. Il pourrait également porter, avec un point de vue analogue, sur la collecte de dépôts. Il va être intéressant, en tout état de cause, de suivre l'évolution du pouvoir de marché des banques à partir de 1992 : deux hypothèses peuvent, à ce propos, être avancées :

- la concurrence entre les banques françaises et les banques étrangères va s'exacerber et le pouvoir de ces établissements sur les marchés de crédits, va diminuer ;
- la concentration du système bancaire, assez forte à l'échelle nationale, mais faible à celle de la CEE, va augmenter et un pouvoir de marché va réapparaître au niveau européen.

Tel est, sur les marchés de crédits, l'enjeu de la marche vers l'Europe.

(12) Nous retenons comme évaluation de la marge relative la valeur (θ/η) du quotient des variables figurant aux tableaux 1 et 2 en la corrigeant si, t_d est négatif, du produit $t_d/(\bar{r}, \bar{r})$ étant la moyenne du taux d'intérêt sur la période d'observation. Les marges « absolues » sont calculées, conventionnellement, avec un taux des crédits à l'habitat de 11 % et un taux des crédits de trésorerie aux particuliers de 15 %.

Références bibliographiques

- ABREU D., PEARCE D. et STACCHETTI E., 1986 : « Optimal Cartel Equilibrium with Imperfect Monitoring », *Journal of Economic Theory*, Vol 39, 1, pp 251-269.
- APPELBAUM, 1982 : « The Estimation of the Degree of Oligopoly Power », *Journal of Econometrics*, Vol 19, pp 287-299.
- BAIN J. S., 1951 : « Relations of Profit Rate to Industry Concentration : American Manufacturing, 1936-1940 », *Quarterly Journal of Economics* n° 3, August.
- BAUMOL W. J., PANZAR J.C. et WILLIG R.D., 1982 : « Contestable Markets And The Theory of Industry Structure », San Diego, Hartcourt Brace Javanovich.
- BRESNAHAN T., 1987 : « Empirical Studies of Industries with Market Power », Forthcoming in the *Handbook of Industrial Organisation*, R. Schmalensee and R. Willig, Editors.
- CHEVALIER J. M., 1977 : « L'économie industrielle en question », Calman-Levy, Paris.
- DEMSETZ H., 1973 : « Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy », *The Journal of Law and Economics*, Vol 16, April.
- GELFAND M. D. et SPILLER T. P., 1987 : « Entry Barriers and Multiproduct Oligopolies », *International Journal of Industrial Organisation*, November.
- GILBERT R.A., 1984 : « Bank Market Structure and Competition », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 16, November.
- GOLLOP F. et ROBERTS M., 1979 : « Firm Interdependence in Oligopolistic Markets », *Journal of Econometrics*, Vol 10, pp 313-331.
- GREEN E.J. et PORTER R.H., 1984 : « Noncooperative collusion under Imperfect Price Information », *Econometrica*, Vol 52, 1, pp 87-100.
- GUAL J. et RICART J.E., 1988 : « Market Power in the Spanish Banking Industry : A study of the term deposit market », IESE, Universidad de Navarra, October.
- HEGGESTAD A., 1977 : « Market Structure, Risk and Profitability in Commercial Banking », *The Journal of Finance*, Vol XXXII, n° 4.
- IWATA G., 1974 : « Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly », *Econometrica*, Vol 42, n° 5, September.
- MULLINEAUX D. J., 1978 : « Economics of Scale and Organizational Efficiency in Banking : A Profit-Function Approach », *The Journal of Finance*, Vol XXXIII, n° 1, March.
- PORTER R.H., 1984 : « Optimal Cartel Trigger Price Strategies », *Bell Journal of Economics*, vol 14, pp301-314.
- ROSSE J.N., 1970 : « Estimating Cost Function without Using Cost Data Illustrated Methodology », *Econometrica*, vol 38, 2, pp 256-275.
- SMIRLOCK M., 1985 : « Evidence on the (Non) Relationship between Concentration and Profitability in Banking », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 17, n° 1.
- SPILLER P.T. et FAVARO E., 1984 : « The Effects of Entry Regulation on Oligopolistic Interaction : The Uruguayan banking sector », *The Rand Journal of Economics*, Vol 15, n° 2, Summer.
- STIGLITZ J.E. et WEISS L., 1981 : « Credit rationing in markets with imperfect information ». *American Economic Review*, june, pp 393-410.

ANNEXE

A1. France : crédits à l'habitat, ajustement n° 1 - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	+ 0,0667	(9,3)
TAUX	- 0,0051	(4,3)
TAUXREF2	+ 0,0026	(3,1)
DUM861	+ 0,0167	(5,0)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,003

R2 : 0,982

DW : 1,808

RHO : 0,137

A2. France : crédits à l'habitat, ajustement n° 1 - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 84,55	(5,1)
1	- 0,43	(0,9)
HAUSSE	+ 6,54	(6,5)
BAISSE	- 1,85	(8,9)
TAUXREF2 - TAUXREF1	- 0,40	(4,6)
ΔTAUXREF2	- 0,55	(4,8)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,353

R2 : 0,936

DW : 1,513

RHO : 0,262

A3. France : crédits à l'habitat, ajustement n° 1bis - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	+ 0,0667	(9,3)
TAUX	- 0,0051	(4,3)
TAUXREF2	+ 0,0026	(3,1)
DUM861	- 0,0167	(5,0)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,003

R2 : 0,982

DW : 1,808

RHO : 0,137

A4. France : crédits à l'habitat, ajustement n° 1bis - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 101,12	(3,7)
1	- 1,81	(1,0)
TAUX	+ 0,07	(0,8)
HAUSSE	+ 7,28	(5,3)
BAISSE	- 2,04	(6,4)
TAUXREF2 - TAUXREF1	- 0,41	(4,7)
Δ TAUXREF2	- 0,57	(4,9)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,355

R2 : 0,938

DW : 1,539

RHO : 0,240

A5. France : crédits à la consommation, ajustement n° 2 - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
ENCAD	- 0,0065	(3,7)
TAUX	- 0,0035	(6,4)
TAUXREF1 + TAUXREF2	+ 0,0009	(4,4)
1	+ 0,0713	(12,5)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,002

R2 : 0,991

DW : 1,527

RHO : 0,280

A6. France : crédits à la consommation, ajustement n° 2 - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 76,20	(2,9)
1	+ 6,42	(6,7)
BAISSE	- 0,84	(3,5)
HAUSSE	+ 4,39	(4,1)
ENCADL	+ 1,30	(7,5)
TAUXREF1 - TAUXREF2	- 0,33	(3,9)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,311

R2 : 0,999

DW : 1,829

RHO : 0,204

A7. France : crédits de trésorerie aux ménages, ajustement n° 2a - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
ENCAD	- 0,0061	(3,9)
TAUX	- 0,0030	(6,2)
TAUXREF1 + TAUX REF2	+ 0,0008	(4,2)
1	+ 0,0621	(12,1)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,002

R2 : 0,991

DW : 1,613

RHO : 0,232

A8. France : crédits de trésorerie aux ménages, ajustement n° 2a - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 80,18	(2,9)
1	+ 6,63	(7,5)
BAISSE	- 0,86	(3,7)
HAUSSE	+ 4,41	(4,2)
ENCADL	+ 1,27	(7,8)
TAUXREF1 - TAUXREF2	- 0,32	(3,8)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,311

R2 : 0,999

DW : 1,829

RHO : 0,204

A9. France : crédits de trésorerie aux ménages, ajustement n° 2b - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
ENCAD	- 0,0070	(3,6)
TAUX	- 0,0039	(6,5)
TAUXREF1 + TAUXREF2	+ 0,0011	(4,4)
1	+ 0,0802	(12,6)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,002

R2 : 0,990

DW : 1,449

RHO : 0,326

A10. France : crédits de trésorerie aux ménages, ajustement n° 2b - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 72,59	(2,9)
1	+ 6,22	(6,1)
BAISSE	- 0,81	(3,4)
HAUSSE	+ 4,37	(4,1)
ENCADL	+ 1,33	(7,2)
TAUXREF1 – TAUXREF2	- 0,34	(3,9)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,311

R2 : 0,999

DW : 1,829

RHO : 0,204

A11. France : crédits aux entreprises, ajustement n° 3 - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	- 1,121	(3,0)
TAUX	- 0,025	(4,1)
SORTIE	+ 0,326	(3,9)
ENCAD	+ 2,718	(7,3)
(1- ENCAD) . TEMPS	+ 0,029	(7,4)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,031

R2 : 0,999

DW : 1,193

RHO : 0,308

A12. France : crédits aux entreprises, ajustement n° 3 - offre (crédits à court terme)

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 0,658	(0,6)
1	+ 0,796	(0,5)
HAUSSE	+ 4,744	(5,0)
BAISSE	- 1,811	(6,9)
TAUX REF1 – TAUXREF2	- 0,506	(6,3)

Période : 1981.1 - 1989.3

SEE : 0,346

R2 : 0,948

DW : 1,644

RHO : 0,400

A13. France : crédits aux entreprises, ajustement n° 3 - offre (crédits à long terme)

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 0,333	(0,2)
1	- 1,118	(0,4)
TAUX	+ 0,148	(1,9)
TAUX REF2 – TAUXREF1	- 0,438	(4,6)
BAISSE	- 1,850	(5,5)
HAUSSE	+ 4,605	(3,8)

Période : 1981.1 - 1989.3

SEE : 0,400

R2 : 0,698

DW : 1,573

RHO : 0,392

A14. France : crédits à long terme aux entreprises, ajustement n° 3a - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	- 0,500	(1,6)
TAUX	- 0,030	(5,8)
ENCAD	+ 1,736	(5,4)
SORTIE	+ 0,220	(3,0)
(1 – ENCAD) . TEMPS	+ 0,018	(5,4)

Période : 1981.1 - 1989.2

SEE : 0,028

R2 : 0,998

DW : 1,134

RHO : 0,247

A15. France : crédits à long terme aux entreprises, ajustement n° 3a - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	- 2,178	(0,8)
1	+ 2,420	(0,8)
TAUX	+ 0,046	(0,6)
TAUXREF1 – TAUXREF2	+ 0,493	(4,4)
BAISSE	- 1,780	(4,6)
HAUSSE	+ 4,152	(3,4)

Période : 1981.1 - 1989.3

SEE : 0,420

R2 : 0,667

DW : 1,586

RHO : 0,393

A16. France : crédits à court terme aux entreprises, ajustement n° 3b - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	- 0,531	(6,3)
TAUX	- 0,015	(1,5)
TAUXSUB	+ 0,012	(1,4)
(1 - ENCAD) . TEMPS	+ 0,011	(12,2)
ENCAD	+ 0,998	(12,0)
SORTIE	+ 0,135	(5,9)

Période : 1981.1 - 1989.4

SEE : 0,009

R2 : 0,999

DW : 1,801

RHO : 0,174

A17. France : crédits à court terme aux entreprises, ajustement n° 3b - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 1,91	(0,5)
1	+ 0,87	(0,6)
HAUSSE	+ 4,82	(5,0)
BAISSE	- 1,91	(9,2)
TAUXREF1 - TAUXREF2	- 0,50	(6,5)

Période : 1981.1 - 1989.3

SEE : 0,345

R2 : 0,950

DW : 1,619

RHO : 0,379

A18. États-Unis : crédits à l'habitat, ajustement n° 4 - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	+ 0,045	(14,0)
TAUX (-1)	- 0,002	(8,7)
Δ DUM884	- 0,004	(2,9)

Période : 1981.3 - 1989.4

SEE : 0,002

R2 : 0,967

DW : 1,762

RHO : 0,319

A19. États-Unis : crédits à l'habitat, ajustement n° 4 - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 48,966	(2,1)
Δ TAUXREF2	- 0,425	(5,7)
1	- 0,016	(0,0)

Période : 1981.3 - 1989.4

SEE : 0,441

R2 : 0,661

DW : 1,295

RHO : 0,618

A20. États-Unis : crédits à l'habitat, ajustement n° 4bis - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	+ 0,0449	(14,0)
TAUX (-1)	- 0,0021	(8,7)
Δ DUM884	- 0,0040	(2,9)

Période : 1981.3 - 1989.4

SEE : 0,002

R2 : 0,967

DW : 1,762

RHO : 0,319

A21. États-Unis : crédits à l'habitat, ajustement n° 4bis - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 34,567	(0,8)
TAUX	- 0,020	(0,2)
ΔTAUXREF2	- 0,406	(3,9)
TAUXREF2 - TAUXREF1	- 0,072	(1,0)
1	+ 0,692	(0,4)

Période : 1981.3 - 1989.4

SEE : 0,431

R2 : 0,678

DW : 1,217

RHO : 0,557

A22. États-Unis : crédits aux entreprises, ajustement n° 5 - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	+ 0,5155	(96,1)
TAUX – TAUXREF1	– 0,0093	(6,5)
CRISE	+ 0,0714	(3,5)
VOLCKER	– 0,0090	(2,4)

Période : 1981.1- 1989.3

SEE : 0,007

R2 : 1,000

DW : 1,444

RHO : 0,211

A23. États-Unis : crédits aux entreprises, ajustement n° 5 - offre (crédits à court terme)

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
TAUX	+ 0,2948	(27,3)
1	+ 0,0768	(0,5)
ΔTAUXREF1	– 0,1382	(3,3)

Période : 1981.1 - 1989.3

SEE : 0,283

R2 : 0,957

DW : 2,105

A24. États-Unis : crédits aux entreprises, ajustement n° 5 - offre (crédits à long terme)

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
TAUX	+ 0,1860	(5,7)
1	– 0,3053	(0,6)
ΔTAUXREF2	– 0,3202	(3,3)
TAUXREF2 – TAUXREF1	– 0,7524	(12,4)

Période : 1981.1 - 1989.3

SEE : 0,488

R2 : 0,932

DW : 2,266

A25. Allemagne: crédits à l'habitat, ajustement n° 6 - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	- 7,50	(4,2)
TAUXSPE	- 0,12	(2,3)
RAPPRIXL	+ 8,68	(4,4)

Période : 1982.3 - 1989.2

SEE : 0,008

R2 : 0,485

DW : 1,840

A26. Allemagne: crédits à l'habitat, ajustement n° 6 - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 18,51	(2,9)
1	- 0,59	(1,4)
BAISSE	- 2,71	(4,1)
ΔTAUXREF2	- 0,56	(5,5)

Période : 1982.3 - 1989.2

SEE : 0,205

R2 : 0,617

DW : 1,638

A27. Allemagne: crédits aux entreprises, ajustement n° 7 - demande

Variable estimée RAP	Coefficient	T-Student
1	+ 1,514	(61,2)
TAUX	- 0,013	(2,2)
TAUXREF1	+ 0,014	(2,3)
CROIL	- 1,689	(4,1)
DUM861	+ 0,030	(2,3)

Période : 1982.2 - 1989.2

SEE : 0,012

R2 : 0,527

DW : 1,578

A28. Allemagne: crédits aux entreprises, ajustement n° 7 - offre

Variable estimée ETAUX	Coefficient	T-Student
RAP	+ 3,284	(1,4)
1	- 2,773	(0,8)
TAUX	+ 0,081	(1,9)
TAUXREF1 – TAUXREF2	- 0,319	(4,1)
ΔTAUXREF1	- 0,488	(7,0)

Période : 1982.2 - 1989.2

SEE : 0,180

R2 : 0,994

DW : 1,275

RHO : 0,391