

Concurrence interbancaire et sélection des investissements

Alexis DIRER *

RÉSUMÉ. – Nous étudions le mode d'allocation des crédits quand les banques se concurrencent en faisant varier leur degré d'expertise des projets soumis. L'article propose une théorie du conformisme des banques en matière d'expertise et contribue à expliquer pourquoi les banques ont généralement été touchées dans leur ensemble par l'accumulation de mauvaises créances lors des crises bancaires apparues ces vingt dernières années.

Banking Competition and Investment Screening

ABSTRACT. – I study how credit is allocated between investments when banks can choose the level of scrutiny at which projects are examined. Banking competition is shown to entail multiple equilibria including different level of screening and risk exposure. It is also corellary shown how banks may influence each other when deciding how tight the screening process should be. This may lead to conformism and explain why individual lax policies may degenerate into aggregate banking crisis.

* A. DIRER : École Normale Supérieure, CEPREMAP URA 928 et EUREQUA, Université de Paris 1.

Je remercie Patrick FÈVE, Jean-Marc TALLON et Frédéric BOISSAY pour leurs remarques et conseils concernant une première version de l'article. Ma reconnaissance va également au laboratoire EUREQUA de Paris 1 qui m'a accueilli pendant la réalisation de ma thèse dont cet article est issu. La version présente a considérablement bénéficié des remarques de fond et de forme du rapporteur de la revue des *Annales*. Toutes les erreurs et omissions restent toutefois les miennes.

1 Introduction

La multiplication et l'ampleur des crises bancaires apparues dans un grand nombre de pays industrialisés et émergents de ces vingt dernières années suscitent des inquiétudes sur le fonctionnement des systèmes bancaires. Les banques françaises ont ainsi accumulé de nombreuses créances douteuses dans la seconde moitié des années 80 conduisant à de graves problèmes de rentabilité (LAMBERT *et al.* [1997]). Dans la même logique, d'autres pays comme le Japon, les États-Unis, le Mexique, le Venezuela ou les pays Scandinaves ont été contraints de mettre en place des plans de sauvetage coûteux de leur secteur bancaire à la suite de politiques de prêts hasardeuses. MIOTTI et PLIHON [2001] présentent un état des lieux récent des crises bancaires dans le monde.

D'autres études accréditent la thèse d'une prise de risque des banques qui varie au cours du temps. Une exposition excessive au risque contraste avec les comportements des banques observés en période de récession. BERNANKE *et al.* [1996] ou LANG-NAKAMURA [1995] décrivent à cette occasion un phénomène de « fuite vers la qualité », ASEA-BLOMBERG [1998] et RAJAN [1994] fournissent également des preuves empiriques d'une variation au cours du cycle des critères de sélection des banques.

La variation de l'effort d'expertise des projets d'investissement par les banques est souvent évoquée pour expliquer la récurrence des crises bancaires mais peu de travaux existent au niveau microéconomique pour comprendre le fonctionnement du marché du crédit en présence d'un degré d'expertise variable des entreprises par les banques. Par expertise, nous entendons une production coûteuse d'information sur les projets permettant d'évincer du prêt des entreprises non rentables en moyenne. Nous tentons dans cet article de mieux comprendre les déterminants et la logique de l'expertise bancaire dans un cadre où celle-ci découle d'un comportement maximisateur. Face à des projets hétérogènes, l'expertise permet en effet de faire un tri et de n'accepter que les entreprises les plus rentables. Elle entraîne toutefois des coûts en ressources matérielles et en salaires de personnel et d'experts afin d'évaluer les chances de réussite commerciale et technique des projets, d'estimer la valeur des garanties, la compétence de l'entrepreneur, etc. Les banques choisissent alors d'expertiser les projets si le gain en terme de tri est supérieur aux coûts d'information.

Plus précisément, nous considérons le cas d'une entreprise qui visite séquentiellement plusieurs banques à la recherche d'un prêt. Après avoir été éventuellement expertisée, son projet est soit accepté, soit rejeté. En cas de rejet, l'entreprise peut visiter une autre banque du marché. L'expertise approfondie d'une banque agit négativement sur le profit des autres banques en augmentant la probabilité *ex post* que l'entreprise ne soit pas rentable. Une information cruciale pour une banque est alors l'ancienneté de l'entreprise sur le marché du crédit, c'est-à-dire le nombre de fois que l'entreprise a précédemment été rejetée. En effet, comme les entreprises inefficaces ont une propension supérieure à recevoir un avis défavorable à la suite d'une expertise, un nombre important d'échecs révèle un mauvais risque. Si une banque

accroît son effort d'expertise, les autres banques réagissent alors en modulant à leur tour leur degré d'expertise en fonction de l'ancienneté croissante des entreprises sur le marché du crédit.

Les banques ont toutefois en pratique peu de moyens de connaître le nombre de précédents rejets d'un candidat au prêt. L'étude empirique de SHAFFER [1998] à partir de données bancaires américaines tend à montrer que les banques ne connaissent pas l'ancienneté des postulants à un prêt sur le marché du crédit. Nous montrons que l'absence d'une telle information modifie alors radicalement le choix d'expertise des banques ainsi que leur exposition moyenne au risque. Nous mettons en évidence des comportements conformistes au sens où l'expertise d'une banque renforce la nécessité d'expertiser des autres banques. Le niveau d'expertise n'est plus alors fixé par les fondamentaux du marché du crédit et peut varier en fonction des seules conjectures des banques sur le comportement des autres établissements.

Ce résultat s'explique de la façon suivante : si l'ensemble des banques expertisent les projets, un nombre relativement supérieur de projets non rentables est rejeté par les banques. Cela accroît par conséquent la probabilité qu'une entreprise se présentant à une banque ne soit pas rentable, ce qui valide en retour la décision de sélection forte afin de se prémunir contre l'acceptation de ce type de projet. Inversement, si les banques décident chacune de peu expertiser, chaque banque va financer une proportion importante des projets non rentables qui se présentent. La qualité moyenne des projets présents sur le marché du crédit sera donc élevée, validant en retour la décision initiale de faible expertise.

Une autre situation est également possible dans laquelle les banques adoptent des comportements opposés d'expertise. Si la première situation conduit à l'existence d'équilibres multiples de sélection, nous verrons que la seconde réduit le nombre de banques actives sur le marché du crédit.

Le cadre de concurrence interbancaire présenté est relié à ceux de BROECKER [1990] et GHERIG [1998]¹. *Broecker* montre comment la capacité d'expertise d'une banque réduit le profit des autres banques en dégradant la qualité moyenne des entreprises à la recherche d'un prêt. Une banque peut toutefois échapper à cet effet en proposant un taux d'intérêt inférieur aux autres banques. Cette incitation permanente à baisser le taux d'intérêt conduit à l'absence d'équilibres en stratégies pures. Ce problème d'existence n'apparaît pas ici en raison de l'hypothèse d'une recherche séquentielle de prêt. Nous supposons en effet qu'une entreprise n'observe pas l'offre de taux d'une banque tant qu'elle ne l'a pas visitée. De plus, l'entreprise doit accepter ou définitivement refuser l'offre avant de pouvoir visiter une seconde banque. Alors que le degré d'expertise reste exogène chez *Broecker*, GHERIG [1998] endogénéise ce choix. Cela lui permet d'analyser comment varie la sélection bancaire en fonction du taux d'intérêt des prêts. Nous nous distinguons essentiellement de leur modèle en nous concentrant sur les effets de la concurrence en expertise des banques. Nous admettons notamment un nombre arbitraire de banques. Cela nous conduit à mettre en évidence un échec de coordination des banques à la manière de COOPER et JOHN [1988] et ainsi de relever la présence potentielle d'équilibres multiples.

1. Voir également RIORDAN [1993]. SAH et STIGLITZ [1988] offrent une première formalisation du mécanisme en jeu mais dans un contexte différent.

L'article propose également une théorie du conformisme des banques en matière d'expertise. L'absence d'expertise de quelques banques peut en effet entraîner l'ensemble du système bancaire à ne pas expertiser les investissements, selon un mécanisme de multiplicateur dont l'analyse formelle est détaillée par COOPER et JOHN [1988]. Cela contribuerait à expliquer pourquoi l'ensemble des banques ont généralement été touchées par l'accumulation de mauvaises créances lors d'une crise bancaire.

La seconde section présente l'environnement général. La nature de l'équilibre quand les banques connaissent l'ancienneté de l'entreprise est analysée dans la troisième section. La quatrième section étudie comment l'équilibre de sélection est modifié quand les banques ne connaissent pas l'ancienneté des entreprises. La cinquième section conclue.

2 L'environnement général

Il existe un marché du crédit composé de $n \geq 2$ banques et une entreprise qui peut être de deux types $j = G, B$. La probabilité de l'entreprise d'être de type G est λ et de type B $1 - \lambda$. L'entreprise dispose d'un projet d'investissement de taille unitaire. Un projet de type j rapporte en cas de réussite avec la probabilité p_j un revenu y (indépendant du type) et 0 en cas d'échec avec la probabilité complémentaire $1 - p_j$. Soit X le facteur d'intérêt sans risque. Nous supposons qu'un projet G est socialement rentable et qu'un projet B ne l'est pas :

$$\mathbf{H1.} \quad p_G y - X > 0 > p_B y - X$$

Les banques et l'entreprise sont neutres face au risque. Par simplicité, nous supposons que l'entreprise ne dispose pas de fonds personnels. Son projet nécessite donc l'aval d'une banque. Celle-ci peut lever des fonds au facteur d'intérêt sans risque de l'économie.

Soit le facteur d'intérêt risqué R_i qui rémunère la banque i en cas de financement. L'entreprise décide d'entreprendre son projet si elle anticipe un profit espéré positif soit si $p_i(y - R_i) \geq 0$ ou encore $y \geq R_i$. La contrainte d'acceptation étant indépendante du type, une banque ne peut identifier le risque de l'entreprise par le jeu du taux d'intérêt. Elle est donc incitée à acquérir directement de l'information sur les projets. Cette capacité d'analyse des risques se traduit par l'observation d'un signal privé $s = g, b$ corrélé avec la rentabilité de l'investissement. Nous supposons de plus que ce processus d'expertise est coûteux :

H2. Soit $\alpha \in \{0, 1\}$ le degré d'expertise d'une banque sur un projet d'investissement. Si la banque expertise le projet ($\alpha = 1$), elle paie $c > 0$ et observe un signal $s = g, b$ sur l'entreprise. Le signal est informatif : $P(g/G) > P(g/B)$ avec $P(i/j)$ la probabilité que le signal soit i si le type réel de l'entreprise est j . Si la banque n'expertise pas ($\alpha = 0$), elle n'observe aucun signal.

Dans la suite, nous allégeons les notations en indiquant $\psi = P(g/G)$ et $\varphi = P(b/B)$. La corrélation du signal avec le type réel de l'entreprise permet à la banque de faire un premier tri des projets. Nous prenons le cas général d'une information imparfaite : $\psi \leq 1$ et $\varphi \leq 1$. La corrélation ne doit toutefois pas être trop faible sous peine de rendre inutile l'information. Les conditions d'efficacité dépendent également de la rentabilité des types G et B et sont précisées plus loin.

Nous supposons qu'il n'existe pas de commissaire-priseur ni de cotation publique du taux d'intérêt. Une entreprise n'observe pas l'offre de taux d'une banque tant qu'elle ne l'a pas visitée. Une banque visitée a plusieurs choix : financer l'entreprise sans l'expertiser ($\alpha = 0$), expertiser l'entreprise ($\alpha = 1$) avant de décider de l'accepter ou rejeter l'entreprise sans l'expertiser ($\alpha = 0$). En cas d'acceptation, nous supposons que la banque propose un taux d'intérêt R_i à l'entreprise. Celle-ci accepte ou refuse l'offre en fonction de ses opportunités futures de taux. L'entreprise peut visiter successivement les n banques avant d'être complètement exclue du marché.

Supposons que l'entreprise visite la banque $i \in \{1, \dots, n\}$. Soit λ_i la probabilité que l'entreprise soit de type G avant toute décision par i (son expression exacte est donnée un peu plus loin). Le profit espéré bancaire, net des coûts de financement X , est fonction du degré d'expertise des autres banques et du taux d'intérêt du contrat :

$$(1) \quad \pi(\alpha_i, R_i; \lambda_i) = \lambda_i[1 + \alpha_i(\psi - 1)](p_G R_i - X) \\ + (1 - \lambda_i)[1 - \alpha_i\varphi](p_B R_i - X) - c\alpha_i$$

En cas de sélection ($\alpha_i = 1$), un projet G a la probabilité ψ d'obtenir un signal favorable g . Si l'entreprise est de type B, elle passe la sélection avec la probabilité $1 - \varphi < \psi$. Si la banque n'expertise pas, elle évite le coût d'information c mais ne peut lier sa décision de financement au signal s . La valeur de l'expertise pour la banque dépend de ce qu'elle ferait sans signal. Deux cas sont possibles : le projet est rentable sans signal et le projet n'est pas rentable sans signal.

Si le projet est rentable en l'absence de signal, l'expertise est optimale si $\pi_i(1, R_i; \lambda_i) > \pi_i(0, R_i; \lambda_i)$ soit, après arrangement de (1) si la valeur du signal notée $v(R_i; \lambda_i)$ est supérieure à son coût c :

$$(2) \quad v(R_i; \lambda_i) \equiv (1 - \lambda_i)\varphi(X - p_B R_i) - \lambda_i(1 - \psi)(p_G R_i - X) > c$$

Puisque la rentabilité inconditionnelle du projet est positive, la connaissance d'un signal défavorable doit conduire la banque à rejeter le projet expertisé (voir ci-dessous le commentaire sur le caractère discriminant du signal). Le signal évite alors à la banque de financer un projet B avec la probabilité φ (terme positif) mais a l'inconvénient de refuser par erreur des entreprises G (terme négatif). C'est pourquoi la valeur du signal est ici fondée sur sa capacité à exclure les mauvais risques.

Si le projet n'est pas rentable en l'absence de signal, l'expertise est optimale si $\pi_i(1, R_i; \lambda_i) > 0$ soit si :

$$(3) \quad V(R_i; \lambda_i) \equiv \lambda_i\psi(p_G R_i - X) - (1 - \lambda_i)(1 - \varphi)(X - p_B R_i) > c$$

La fonction $V(\cdot; \lambda_i)$ représente la valeur du signal dans ce cas. La banque sélectionne si la valeur de l'information $V(R_i; \lambda_i)$ est supérieure à son coût c . Nous voyons que le signal permet à la banque de financer une entreprise G avec la probabilité ψ (terme positif) mais laisse passer une entreprise B avec la probabilité $1 - \varphi$ (terme négatif). La valeur du signal est donc fondée dans ce cas sur la rétention des bons projets.

Notons que la rentabilité du signal implique la condition d'optimalité plus faible que le signal doit être discriminant au sens où sa connaissance change la décision de la banque. Autrement dit, si le projet est rentable sans signal, le signal doit conduire la banque à l'exclure et si le projet n'est pas rentable sans signal, sa connaissance doit conduire au financement de l'entreprise. Le signal serait dans tous les autres cas sans valeur pour la banque.

Pour montrer que les conditions de rentabilité (2) et (3) (ou condition *ex ante* d'efficacité) implique toujours que le signal est discriminant (ou condition *ex post* d'efficacité), écrivons le profit *ex post* dans les deux cas. Si le projet est finançable sans expertise ($\pi_i(0, R_i; \lambda_i) > 0$), un mauvais signal ($s = b$) doit conduire la banque à refuser le projet soit :

$$P(B/b)(p_B R_i - X) + (1 - P(B/b))(p_G R_i - X) < 0$$

avec la probabilité *ex post* :

$$P(B/b) = \frac{(1 - \lambda_i)\varphi}{(1 - \lambda_i)\varphi + \lambda_i(1 - \psi)}.$$

La condition *ex ante* $v(R_i; \lambda_i) > c$ implique la condition *ex post*. Cette dernière peut en effet se réécrire $-v(R_i; \lambda_i) < 0$ ce qui est satisfait si $v(R_i; \lambda_i) > c$.

Si le projet n'est pas finançable sans expertise ($\pi_i(0, R_i; \lambda_i) < 0$), la qualité discriminante de l'information implique qu'un bon signal ($s = g$) doit conduire la banque à accepter le projet soit :

$$P(G/g)(p_G R_i - X) + (1 - P(G/g))(p_B R_i - X) > 0$$

avec la probabilité *ex post* :

$$P(G/g) = \frac{\lambda_i\psi}{\lambda_i\psi + (1 - \lambda_i)(1 - \varphi)}.$$

Comme précédemment, la condition *ex ante* englobe la condition *ex post*. Cette dernière se réécrit en effet $V(R_i; \lambda_i) > 0$, ce qui est satisfait si $V(R_i; \lambda_i) > c$.

La valeur de l'expertise dépend donc fondamentalement de la décision de la banque en l'absence d'information. Les deux cas ont également des propriétés opposées. Dans le premier cas, une réduction de la qualité du postulant accroît *ceteris paribus* la valeur de l'information ($dv/d\lambda_i < 0$) tandis qu'elle la diminue dans le second cas ($dV/d\lambda_i > 0$). Dans le premier cas en effet, l'expertise sert à évincer les mauvais risques. Une amélioration de la qualité espérée du postulant réduit par conséquent la valeur du signal. Sa valeur augmente dans le second cas car l'expertise sert cette fois à retenir les bons projets.

Après avoir décrit le programme d'une banque à taux d'intérêt donné, nous étudions dans la suite l'équilibre de sélection en distinguant deux cas selon que l'ancienneté de l'entreprise sur le marché du crédit est connue ou non des banques.

3 L'équilibre avec l'ancienneté de l'entreprise connue des banques

Nous supposons dans cette section que le nombre de rejets précédents est connu des banques. Notons $k \in \{0, \dots, n-1\}$ le nombre de banques que l'entreprise peut encore visiter en cas de rejet par la banque i . L'entreprise visite les banques dans l'ordre de leur indexation de 1 à n . En notant $\beta < 1$ le facteur d'actualisation de l'entreprise, le programme de la banque i est :

$$\begin{aligned} & \max_{\alpha_i, R_i} \pi(\alpha_i, R_i; \lambda_i) \\ \text{s.c.} \quad & p_G(y - R_i) \geq \beta W(i+1) \end{aligned}$$

La banque maximise son profit sous la contrainte de non-report de l'entreprise. Cette dernière signifie que l'entreprise ne doit pas espérer un profit supérieur $W(i+1)$ si elle décide de poursuivre la recherche d'un prêt afin d'accepter un taux plus favorable. Si la rentabilité de l'entreprise est négative en l'absence de signal, la valeur de la visite de la banque $i+1$ et des suivantes est :

$$\begin{aligned} W(i+1) = & \alpha_{i+1} \psi \max[p_G(y - R_{i+1}); \beta W(i+2)] \\ & + [\alpha_{i+1}(1-\psi) + (1-\alpha_{i+1})] \beta W(i+2) \end{aligned}$$

avec $W(i+1) = 0$ si $i+1 > n$. En cas de refus de l'offre de la banque i , l'entreprise s'adresse à la banque $i+1$ qui l'accepte avec la probabilité ψ en cas d'expertise ($\alpha_{i+1} = 1$) et la refuse en l'absence d'expertise ($\alpha_{i+1} = 0$). En cas d'offre de $i+1$, elle obtient le profit espéré $p_G(y - R_{i+1})$ si l'offre satisfait elle-même la condition de non-report. En cas de refus avec ou sans expertise, l'entreprise visite la banque suivante et bénéficie de $W(i+2) \leq W(i+1)$.

Dans le cas inverse où l'entreprise est rentable sans expertise ($\alpha_{i+1} = 0$), l'entreprise obtient dans ce cas une offre et la valeur du refus est différente :

$$\begin{aligned} W(i+1) = & [\alpha_{i+1} \psi + (1-\alpha_{i+1})] \max[p_G(y - R_{i+1}); \beta W(i+2)] \\ & + \alpha_{i+1}(1-\psi) \beta W(i+2) \end{aligned}$$

Le taux d'intérêt proposé par la banque i dépend donc des choix de taux et d'expertise des banques suivantes. Un équilibre est un vecteur de stratégies en expertise et en taux pour les n banques et est noté $\{(\alpha_1^*, \dots, \alpha_n^*), (R_1^*, \dots, R_n^*)\}$. On a alors le résultat suivant :

PROPOSITION 1. $R_i^* = y \forall i = 1, \dots, n$ et $\forall (\alpha_1^*, \dots, \alpha_n^*) \in \{0, 1\}^n$.

DÉMONSTRATION. Pour déterminer le taux d'intérêt d'une banque i , partons de la dernière banque à visiter, indiquée n . Dans ce cas, seule la contrainte de positivité du profit de l'entreprise est valide. On a donc $R_n = y$. La contrainte de non-report de la banque précédente est alors $p_G(y - R_{n-1}) \geq 0$ soit encore $R_{n-1} = y$. Et ainsi de suite jusqu'à la banque i .

Nous avons vu dans la section précédente que la valeur de l'expertise dépend de son alternative c'est-à-dire si l'entreprise peut ou non être financée sans signal. Considérons ces deux cas séparément.

3.1 Cas 1 : l'entreprise est finançable sans expertise

Le choix de la banque est dans ce cas entre expertiser ou financer sans expertise. Nous supposons que ce choix est valide au moins pour la première banque visitée soit $\pi(0, y; \lambda_1) > 0$. Puisque la banque 1 reçoit la première l'entreprise, on a simplement $\lambda_1 = \lambda$. D'après (1), la relation $\pi(0, y; \lambda_1) > 0$ est vérifiée dans les cas où (a) la probabilité initiale d'un projet rentable est suffisante (λ élevé), (b) sa rentabilité est suffisante ($p_G y - X$ élevé), (c) la rentabilité d'un projet B n'est pas trop négative ($p_B y - X$ élevé). On montre alors la proposition suivante :

PROPOSITION 2. Supposons que l'entreprise soit finançable sans expertise. Si la banque préfère l'expertiser, toutes les banques suivantes l'expertiseront également jusqu'à ce que la rentabilité espérée du projet devienne éventuellement négative et que l'entreprise soit définitivement rejetée.

DÉMONSTRATION. Formellement, on montre que si $\pi(0, y; \lambda_i) > 0$ et $\alpha_i^* = 1$, $i = 1, \dots, n - 1$ alors (a) $\pi(1, y; \lambda_{i+1}) < \pi(1, y; \lambda_i)$ et (b) $\alpha_{i+1}^* = 1$ si $\pi(1, y; \lambda_{i+1}) \geq 0$. En effet, si $\alpha_i^* = 1$ alors la probabilité que l'entreprise se présentant à la banque $i + 1$ soit de type G est :

$$(4) \quad \lambda_{i+1} = \frac{\lambda_i(1 - \psi)}{\lambda_i(1 - \psi) + (1 - \lambda_i)\varphi}$$

Par définition de la sélection, on a $\psi > 1 - \varphi$ (cf. H2), ce qui implique $\lambda_{i+1} < \lambda_i$. Quand la probabilité d'un type G diminue, la valeur de l'information s'accroît ($dv/d\lambda_i < 0$, voir l'équation (2)). On a par hypothèse $\alpha_i^* = 1$. Cela implique $v(y; \lambda_i) > c$. On a donc également $v(y; \lambda_{i+1}) > c$ impliquant $\alpha_{i+1}^* = 1$. Enfin l'inspection du profit bancaire (1) délivre immédiatement le résultat $\pi(1, y; \lambda') < \pi(1, y; \lambda)$ si $\lambda' < \lambda$.

La proposition 2 caractérise le déroulement du jeu. Si le signal n'est pas rentable pour la banque 1 ($v(y; \lambda) < c$), l'entreprise est financée sans expertise (puisque par hypothèse $\pi(0, y; \lambda) > 0$) et le jeu s'arrête. Si la condition

(2) est vérifiée, la banque expertise le projet et l'entreprise est financée si le signal est positif ($s = g$). Le jeu s'arrête également dans ce cas. Si le signal est négatif ($s = b$), l'entreprise visite la banque 2.

L'expertise par la banque 1 diminue toutefois la rentabilité espérée de l'entreprise pour la banque 2 puisque la première aurait retenu son projet si le signal avait été favorable. La proposition 2 nous indique que la valeur de l'expertise augmente alors pour la deuxième banque. Celle-ci expertise par conséquent l'entreprise à moins que son profit devienne négatif ($\pi(1, y; \lambda_2) < 0$), auquel cas l'entreprise est rejetée sans expertise, ce qui s'applique également pour toutes les banques suivantes. Le jeu s'arrête à la première acceptation après sélection ou quand l'expertise n'est plus rentable ou enfin après n signaux défavorables.

3.2 Cas 2 : l'entreprise n'est pas financable sans expertise

La banque doit cette fois choisir entre rejeter ou expertiser. Nous supposons comme précédemment que ce choix est au moins valable pour la première banque soit $\pi(0, y; \lambda_1) < 0$. On montre alors la proposition suivante :

PROPOSITION 3. Supposons que l'entreprise ne soit pas financable sans expertise. Si la banque décide d'expertiser son projet, la rentabilité espérée du projet et la valeur du signal diminuent pour les banques suivantes. L'entreprise soit continuera d'être expertisée, soit sera définitivement rejetée du marché du crédit.

DÉMONSTRATION. Formellement, si $\alpha_i^* = 1$, $i = 1, \dots, n - 1$, alors (a) $\lambda_{i+1} < \lambda_i$ et (b) $V(y; \lambda_{i+1}) < V(y; \lambda_i)$. Le point (a) est démontré dans la proposition 2. Le point (b) découle de $dV/d\lambda_i > 0$ à partir de l'équation (3).

La proposition 3 permet de décrire le déroulement du jeu. Si le signal n'est pas rentable pour la première banque ($V(y; \lambda_1) < c$), l'entreprise est rejetée sans sélection puisque nous nous plaçons dans le cas $\pi(0, y; \lambda_1) < 0$. Le jeu s'arrête car les autres banques refusent l'entreprise de la même façon. Si le signal est rentable, la banque expertise le projet et l'entreprise est financée si le signal est positif ($s = g$). Si le signal est négatif ($s = b$), l'entreprise visite la banque 2. D'après la proposition 3, la probabilité que l'entreprise soit rentable diminue ($\lambda_2 < \lambda_1$), ce qui réduit la valeur du signal pour la banque suivante. Il existe alors deux cas. Soit la condition d'expertise $V(y; \lambda_2) < c$ reste satisfaite et l'entreprise est sélectionnée, soit elle ne l'est plus et l'entreprise est rejetée sans être expertisée. Le financement sans sélection ne peut en effet devenir rentable puisque $\lambda_2 < \lambda_1$ implique $\pi(0, y; \lambda_2) < \pi(0, y; \lambda_1) < 0$. En cas de rejet sans expertise, l'entreprise est exclue du marché du crédit. En cas d'expertise et si le signal est négatif, l'entreprise visite la banque 3, etc.

Cette section nous a permis d'étudier les déterminants de la sélection bancaire quand l'ancienneté de l'entreprise est connue des banques. Si le marché du crédit est suffisamment rentable en l'absence d'expertise, la valeur

d'un signal sur le projet se renforce à mesure que l'entreprise acquiert de l'ancienneté sur le marché du crédit et que sa probabilité d'être non rentable grandit. L'entreprise est alors soit financée sans sélection dès la première banque soit continuellement expertisée jusqu'à réussir la sélection ou être définitivement rejetée. Dans le cas inverse, la valeur V de la sélection diminue avec l'ancienneté de l'entreprise. L'entreprise n'est donc financée qu'à la condition de réussir l'expertise. Une suite de rejets finit par révéler un risque réhibitoire aux banques suivantes.

Dans les deux cas, la politique de sélection des banques est définie de façon unique, ce qui exclut la possibilité d'équilibres multiples. Ce résultat repose toutefois sur l'hypothèse que les banques connaissent à chaque étape le nombre de banques que l'entreprise a précédemment visitées. Dans la suite nous abandonnons cette hypothèse et étudions les conséquences sur la sélection.

4 L'équilibre avec ancienneté de l'entreprise inconnue des banques

Nous supposons maintenant que le nombre de rejets précédents n'est pas connu des banques et nous montrons comment le choix d'expertise et l'exposition au risque en sont affectés. Le jeu se déroule toujours en n étapes mais les banques ne savent pas à quel moment du jeu elles se situent. Nous commençons par décrire l'équilibre de *Nash* en taux d'intérêt du jeu. Celui-ci s'avère en effet indépendant du degré de sélection bancaire :

| PROPOSITION 4. $R_i^* = y \forall i = 1, \dots, n$ et $\forall (\alpha_1^*, \dots, \alpha_n^*) \in \{0, 1\}^n$.

DÉMONSTRATION. Montrons que la politique de prix $R_i^* = y$ est optimale indépendamment de la connaissance du nombre d'établissements précédemment visités par l'entreprise. Premièrement, notons que le facteur $R_i^* = y \forall i = 1, \dots, n$ est un équilibre de *Nash*. En effet, l'entreprise ne peut espérer aucun profit futur strictement positif en visitant les banques suivantes. Chaque banque anticipant cela, propose directement $R_i^* = y$.

Alternativement, supposons qu'il existe un équilibre avec au moins deux taux différents. Notons i la banque proposant le taux le plus bas : $R_i^* < R_j^* \forall j = 1, \dots, n$ et $j \neq i$. La banque i peut donc augmenter son taux d'intérêt jusqu'à $\underline{R} = \min(R_1^*, \dots, R_{i-1}^*, R_{i+1}^*, \dots, R_n^*)$. En effet, l'entreprise peut dans ce cas obtenir au maximum $\beta p_G(y - \underline{R})$ une période plus tard si elle refuse l'offre (cas où la première banque suivante l'accepte sans sélection). Comme le profit futur est escompté ($\beta < 1$), elle accepte l'offre de i . Par conséquent, les banques offrent nécessairement le même taux d'intérêt, noté R^* .

Supposons finalement que $R^* < y$. Une banque i a toutefois intérêt à proposer un taux légèrement supérieur $R^* + \varepsilon \leq y$ satisfaisant

$p_G(y - R^* - \varepsilon) < \beta p_G(y - R^*)$. Toute autre situation qu'une acceptation immédiate à la date suivante conduit à un profit encore plus faible. Ce nouveau taux accroît son profit tout en continuant de satisfaire la contrainte de non-report puisque l'entreprise peut disposer dans le meilleur des cas de $\beta p_G(y - R^*)$ si elle refuse l'offre. Il n'existe donc pas d'autres équilibres que $R_i^* = y \forall i = 1, \dots, n$.

Comme nous le verrons, le degré d'expertise n'est pas nécessairement commun à toutes les banques. Nous recherchons dans la suite un équilibre de Nash dans lequel $I \in \{0, 1, \dots, n\}$ banques expertisent et $n - I$ banques n'expertisent pas. Un tel équilibre est appelé dans la suite un I -équilibre. Sa caractérisation nécessite le lemme suivant qui détermine la probabilité de l'entreprise d'être rentable en fonction de la politique de sélection suivie par les autres banques (la démonstration est placée en annexe) :

LEMME 1. Si l'entreprise visite la banque i , alors que parmi les $n - 1$ autres banques, $I \leq n - 1$ expertisent et $n - I - 1$ n'expertisent pas, sa probabilité avant expertise par la banque i d'être de type G est :

$$(5) \quad \lambda_I = \frac{\lambda[1 + (1 - \psi) + \dots + (1 - \psi)^I]}{\lambda[1 + (1 - \psi) + \dots + (1 - \psi)^I] + (1 - \lambda)[1 + \varphi + \dots + \varphi^I]}.$$

De plus $\lambda_I < \lambda_{I-1} \forall I = 1, \dots, n - 1$.

Le lemme 1 indique comment les banques infèrent une probabilité moyenne de traiter avec une entreprise G. Nous obtenons le résultat intuitif que cette probabilité décroît avec le nombre de banques qui sélectionnent. Comme précédemment nous devons séparer les cas selon que l'entreprise est ou non rentable sans expertise. Il existe deux cas :

- Cas I : $\pi(0, y; \lambda_{n-1}) \geq 0$. Le profit sans expertise est positif quel que soit le nombre de banques qui sélectionnent. La qualité attendue de l'entreprise et donc le profit sans sélection ne peuvent qu'augmenter si un nombre inférieur de banques sélectionnent (en effet $\lambda_I > \lambda_{n-1} \forall I < n - 1$, lemme 1). La valeur de l'information est donc $v(., .)$, donnée par (2). Au vu de l'expression (1) du profit bancaire, l'inégalité $\pi(0, y; \lambda_{n-1}) \geq 0$ est vérifiée dans les cas où (a) la probabilité λ_{n-1} d'un projet rentable est élevée et d'après (5), la probabilité λ_{n-1} est elle-même élevée si la technologie de sélection est suffisamment efficace (ψ et φ proches de un) et si le nombre de banques sur le marché n'est pas trop important (n faible), (b) La rentabilité d'un type G est suffisante ($p_G y - X$ est élevé) et (c) la rentabilité d'un projet B n'est pas trop négative ($p_B y - X$ élevé).
- Cas II : $\pi(0, y; \lambda_{n-1}) < 0$. Le profit sans expertise est négatif quand les autres banques expertisent. Les conditions d'apparition d'une telle configuration sont l'inverse des précédentes : (a) la probabilité λ_{n-1} d'un projet rentable est réduite, et donc la technologie de sélection doit être suffisamment faible (ψ et φ éloignés de un) et le nombre de banques n est

important, (b) la rentabilité $p_G y - X$ d'un projet G est faible, (c) la rentabilité $p_B y - X$ d'un projet B est suffisamment négative.

Passons à présent à l'étude séparée de ces deux cas.

4.1 Cas I : l'entreprise est finançable sans expertise

Nous supposons ici que $\pi(0, y; \lambda_{n-1}) \geq 0$. Nous montrons alors la possibilité d'une multiplicité d'équilibres :

PROPOSITION 5. Supposons que l'entreprise soit finançable sans expertise alors que toutes les autres banques expertisent. L'ensemble des banques peut alors soit expertiser, soit ne pas expertiser pour un même environnement.

DÉMONSTRATION. Nous allons démontrer la proposition formelle suivante : supposons $\pi(0, y; \lambda_{n-1}) \geq 0$ et rappelons que $v(y; \lambda_I)$ est la valeur d'un signal (équation (2)) quand les I autres banques expertisent. Il existe alors un intervalle non vide $]v(y; \lambda_{n-1}), v(y; \lambda_0)]$ tel que $c \in]v(y; \lambda_{n-1}), v(y; \lambda_0)]$ est simultanément compatible avec un n -équilibre (les n banques expertisent) et avec un 0-équilibre (les n banques n'expertisent pas). En effet, l'hypothèse $\pi(0, y; \lambda_{n-1}) \geq 0$ implique $\pi(0, y; \lambda_0) \geq 0$ en raison de $\lambda_{n-1} < \lambda_0$ (lemme 1). La valeur du signal quand les autres banques n'expertisent pas est donc donnée par $v(., .)$. On a :

$$v(y; \lambda_{n-1}) - v(y; \lambda_0) = (\lambda_0 - \lambda_{n-1})[\varphi(X - p_B y) + (1 - \psi)(p_G y - X)]$$

qui est positif en raison de $\lambda_0 > \lambda_{n-1}$. Il existe donc des valeurs de c telles que $v(y; \lambda_{n-1}) > c$ (de façon équivalente $\pi(1, y; \lambda_{n-1}) > \pi(0, y; \lambda_{n-1})$) implique un n -équilibre et $c \geq v(y; \lambda_0)$ (de façon équivalente $\pi(1, y; \lambda_0) \leq \pi(0, y; \lambda_0)$) correspond à un 0-équilibre.

Cette possibilité d'équilibres multiple provient du fait que l'expertise bancaire accroît la valeur de l'expertise pour les autres banques en dégradant la qualité moyenne des entreprises présentes sur le marché du crédit. En effet, une entreprise exclue par une banque reste sur le marché du crédit alors qu'une banque acceptée en sort aussitôt. Par son action dissymétrique sur les entreprises, une politique active de sélection accroît par conséquent le risque moyen du marché et force l'ensemble des banques à se prémunir en expertisant. Inversement, si les banques n'expertisent pas, les mauvais risques sont rapidement financés et la probabilité qu'une entreprise soit rentable se renforce. Le faible risque des entreprises présentes conforte à son tour le choix des banques de ne pas expertiser. Cette multiplicité des équilibres est due à des complémentarités stratégiques dans l'expertise des banques (voir BULOW *et al.* [1985] ainsi que COOPER et JOHN [1988]). Ce résultat contribue à expliquer pourquoi les banques ont généralement été touchées dans leur ensemble par l'accumulation de mauvaises créances et donc pourquoi les crises bancaires apparues ces vingt dernières années ont atteint une telle ampleur.

4.2 Cas II : l'entreprise n'est pas finançable sans expertise

Nous supposons ici que $\pi(0, y; \lambda_{n-1}) < 0$ c'est-à-dire que l'entreprise n'est pas finançable sans signal quand les autres banques expertisent.

PROPOSITION 6. Supposons que l'entreprise ne soit pas finançable sans expertise si les $n - 1$ autres banques expertisent. À l'équilibre, le nombre de banques qui expertisent est inférieur à n . Les autres banques rejettent directement l'entreprise.

DÉMONSTRATION. Rappelons que $\pi(0, y; \lambda_k)$ est décroissant en k : le profit sans expertise s'accroît quand le nombre des autres banques qui expertisent diminue. Comme $\pi(0, y; \lambda_{n-1})$ est négatif, il existe donc éventuellement un nombre seuil de banques noté $J \in \{1, \dots, n - 1\}$ tel que le profit devient positif. J satisfait $\pi(0, y; \lambda_{J-1}) \geq 0$ et $\pi(0, y; \lambda_J) < 0$. Il existe dans ce cas un intervalle non vide $]V(y; \lambda_{J-1}), V(y; \lambda_J)]$ avec $I \in \{J + 1, \dots, n - 1\}$ tel que $c \in]V(y; \lambda_{J-1}), V(y; \lambda_J)]$ entraîne un I -équilibre. L'intervalle est non vide car, d'après (3), $V(y; \lambda_i)$ est croissant en λ_i et $\lambda_{n-1} < \dots < \lambda_I < \lambda_{I+1} < \dots < \lambda_J$ (lemme 1). On a donc :

$$V(y; \lambda_{n-1}) < \dots < V(y; \lambda_I) < V(y; \lambda_{I+1}) < \dots < V(y; \lambda_J)$$

De plus, $V(y; \lambda_I) \leq c$ implique qu'au plus I banques expertisent (car $V(y; \lambda_i)$ est décroissant en i) et $c < V(y; \lambda_{J-1})$ implique qu'au moins I banques expertisent. Si, au contraire, le profit reste négatif pour tout λ_J : $\pi(0, y; \lambda_J) < 0 \quad \forall J \in \{0, \dots, n - 1\}$, le raisonnement est identique avec $J = 0$.

Notons que les $n - I$ banques qui ne sélectionnent pas refusent de financer l'entreprise. La condition de validité de la proposition 6 est en effet $\pi(0, y; \lambda_I) < 0$. Un équilibre est donc ici équivalent à un retrait d'une partie des banques du marché du crédit.

Si nous comparons les deux précédentes sections, nous voyons que le processus global de sélection conduit à restreindre dans les deux cas le nombre de guichets bancaires ouverts aux entreprises. Les deux situations peuvent cependant être distinguées empiriquement. Dans le cas où la connaissance de l'ancienneté de l'entreprise est connue des banques, les n banques sont actives mais ferment ensemble leurs portes si l'entreprise a précédemment été rejetée $k \leq n$ fois. Les emprunteurs ont donc potentiellement accès à toutes les banques de leur segment mais n'en visitent, dans les faits, qu'une fraction et l'identité des banques visitées varie d'un postulant à l'autre. Dans le cas contraire où l'ancienneté est inconnue, un sous-ensemble des banques est cette fois actif sur le marché du crédit et expertisent toutes les entreprises. Dans ce cas, une fraction des banques ne sert pas le segment du marché et les postulants rejetés visitent toutes les banques présentes.

5 Conclusion

Dans cet article, nous étudions les déterminants de la sélection bancaire successivement quand les banques connaissent l'ancienneté des entreprises et quand elles ne la connaissent pas. Nous mettons en évidence une logique de sélection très différente dans les deux cas puisque l'ignorance de l'ancienneté par les banques peut conduire le marché du crédit à des équilibres multiples incluant différents degrés d'expertise et de prise de risque. La politique d'expertise n'est plus fixée par les fondamentaux du marché et peut varier au gré des anticipations auto-réalisatrices des banques.

L'article propose ainsi une théorie du conformisme des banques en matière d'expertise. Si les degrés d'expertise se renforcent mutuellement, le mécanisme peut aboutir à un phénomène s'apparentant à un resserrement du crédit (*credit crunch*) fondé sur un taux de rejet élevé des demandes d'emprunt. Inversement, l'absence d'expertise de quelques banques peut entraîner l'ensemble du système bancaire à ne pas expertiser les investissements. Cela permettrait d'expliquer pourquoi l'ensemble des banques ont généralement été incitées à financer des prêts risqués et donc pourquoi les crises bancaires de ces vingt dernières années ont atteint de telles ampleurs (MIOTTI et PLIHON [2001]).

Plus généralement, et comme nous l'avons suggéré en début d'introduction, l'étude des fondements microéconomiques de la décision d'expertise des banques a des prolongements macroéconomiques importants en raison de son lien avec l'exposition au risque des bilans bancaires. Des extensions à des modèles de cycle seraient ainsi intéressantes.

Que pouvons-nous dire de la possibilité empirique d'équilibres multiples de sélection ? Nous avons vu qu'une telle propriété du marché du crédit apparaît quand les entreprises sont finançables sans expertise. Bien que difficile à séparer en pratique du cas inverse, ces deux configurations sont intrinsèquement reliées à la tâche accomplie par le signal. La section 2 a, en effet, montré que celui-ci tirait sa valeur soit de l'exclusion des mauvais risques, soit de la rétention des bons projets. Si le signal sert à rejeter les projets non rentables, nous avons vu que sa valeur augmente quand le marché se dégrade. Comme la sélection des banques détériore elle-même le marché, ce dernier cas produit potentiellement des équilibres multiples de sélection. Les banques accroissent-elles leur effort d'expertise quand la conjoncture se dégrade et les risques sont élevés ? C'est ce qu'affirment par exemple KANAYA et WOO [2000] au sujet de la dernière récession japonaise et de la crise bancaire qui l'a accompagnée : « les procédures d'accord de prêts sont devenues plus sévères et se sont recentrées sur l'analyse des liquidités des entreprises plutôt que sur de simples conditions de collatéraux ». D'autres travaux empiriques comme ceux d'ASEA et BLOMBERG [1998] et RAJAN [1994] soutiennent également que l'expertise bancaire s'accroît en période de récession. Ces observations sont cohérentes avec un signal servant d'abord à évincer les mauvais risques et avec la possibilité d'équilibres multiples d'expertise. ▼

• Références bibliographiques

- ASEA P.K., BLOMBERG B. (1998). – « Lending Cycles », *Journal of Econometrics*, 83, p. 89-128.
- BERNANKE B., GERTLER M., GILCHRIST S. (1996). – « The Financial Accelerator and the Flight to Quality », *Review of Economics and Statistics*, 78 (1), p. 1-15.
- BROECKER T. (1990). – « Credit-Worthiness Tests and Interbank Competition », *Econometrica*, 58, p. 429-452.
- BULOW J., GEANAKOPOLOS J., KLEMPERER P. (1985). – « Multi-Market Oligopoly: Strategic Substitutes and Complements », *Journal of Political Economy*, 93, p. 488-511.
- COOPER R., JOHN A. (1988). – « Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models », *Quarterly Journal of Economics*, 103, p. 441-463.
- GHERIG T. (1998). – « Screening, Cross-Border Banking and the Allocation of Credit », *Research in Economics*, 52 (4), p. 387-407.
- KANAYA A., WOO D. (2000). – « The Japanese Banking Crisis of the 1990s: Sources and Lessons », *Essays in International Economics* No. 222, Princeton University.
- LANG W.W., NAKAMURA L.I. (1995). – « “Flight to Quality” in Banking and Economic Activity », *Journal of Monetary Economics*, 36 (1), p. 145-64.
- LAMBERT T., LE CACHEUX J., MAHUET A. (1997). – « L'épidémie de crises bancaires dans les pays de l'OCDE », *Revue de l'OFCE*, 61 Avril, p. 93-138.
- MIOTTI L., PLIHON D. (2001). – « Libération financière, spéculation et crises bancaires », *Économie Internationale*, 85.
- RAJAN R.G. (1994). – « Why Bank Credit Policies Fluctuate: A Theory and Some Evidence », *Quarterly Journal of Economics*, 109 (2), p. 399-441.
- RIORDAN M. (1993). – « Competition and Bank Performance: A Theoretical Perspective », in Meyer C. and Vives, X. (eds), *Capital Markets and Financial Intermediation*, Cambridge University Press, p. 328-343.
- SAH R., STIGLITZ J. (1986). – « The Architecture of Economic Systems: Hierarchies and Polyarchies », *American Economic Review*, 76, p. 716-722.
- SHAFFER S. (1998). – « The Winner's Curse in Banking », *Journal of Financial Intermediation*, décembre, p. 359-392.

ANNEXE

DÉMONSTRATION DU LEMME 1 : Notons $\lambda_I = P_I(\text{G}/\text{visite})$ la probabilité que l'entreprise qui visite la banque i soit de type G quand I autres banques expertisent et $n - I - 1$ refusent l'entreprise. Par la règle de Bayes :

$$P_I(\text{G}/\text{visite}) = \frac{\lambda P_I(\text{visite}/\text{G})}{\lambda P_I(\text{visite}/\text{G}) + (1 - \lambda) P_I(\text{visite}/\text{B})}.$$

La probabilité $P_I(\text{visite}/\text{G})$ est la somme des probabilités d'être visitée par un type G à chaque date parmi $I + 1$ dates, sachant que l'entreprise a été rejetée aux périodes précédentes par les premières banques (nous retirons du processus les $n - I - 1$ banque qui refusent l'entreprise sans perte de généralité, cf. le commentaire en fin de démonstration) :

$$P_I(\text{visite}/\text{G}) = Q_1 + Q_2(1-\psi) + \dots + Q_{I+1}(1-\psi)^I$$

avec Q_j la probabilité que la banque soit visitée à la j -ième période par l'entreprise si son type est G sachant qu'elle ne l'a pas visitée les $j - 1$ périodes précédentes. On a $Q_j = (1 - Q_1 - Q_2 - \dots - Q_{j-1})[1/(I + 2 - j)]$ avec $Q_1 = 1/(I + 1)$. Le premier facteur est la probabilité de n'avoir pas été visitée auparavant et le second facteur est la probabilité d'être visitée au hasard parmi les $I + 1 - j$ banques restantes. La résolution de la suite se simplifie et conduit à $Q_j = 1/(I + 1) \forall j$. On a donc :

$$P_I(\text{visite}/\text{G}) = [1 + (1-\psi) + \dots + (1-\psi)^I]/(I + 1).$$

De même, la probabilité que l'entreprise visite la n -ième banque si son type est B est :

$$P_I(\text{visite}/\text{B}) = [1 + \varphi + \dots + \varphi^I]/(I + 1),$$

ce qui conduit directement à l'expression (5).

Montrons maintenant que $\lambda_I < \lambda_{I-1} \forall I = 1, \dots, n - 1$. On a :

$$\lambda_I = \frac{\lambda}{\lambda + (1 - \lambda) \frac{[1 + \varphi + \dots + \varphi^I]}{[1 + (1-\psi) + \dots + (1-\psi)^I]}}$$

Et donc $\lambda_I < \lambda_{I-1}$ implique :

$$\frac{[1 + \varphi + \dots + \varphi^{I-1}]}{[1 + \varphi + \dots + \varphi^I]} < \frac{[1 + (1 - \psi) + \dots + (1 - \psi)^{I-1}]}{[1 + (1 - \psi) + \dots + (1 - \psi)^I]}$$

Définissons la fonction :

$$f(x) = \frac{[1 + x + \dots + x^{I-1}]}{[1 + x + \dots + x^I]} = \frac{1 - x^I}{1 - x^{I+1}}.$$

L'analyse de $f(\cdot)$ montre que $f'(x) < 0 \quad \forall I = 1, \dots, n - 1$ pour tous $x \in [0, 1]$, l'ensemble de variation de ψ et φ . Comme $\varphi > (1 - \psi)$ (H2), on a bien le résultat recherché. Notons que ce résultat considère le cas général dans lequel un sous-ensemble des banques n'expertisent pas. Que celles-ci refusent ou acceptent l'entreprise ne change pas les données pour les banques qui expertisent. En effet, une banque qui expertise ne recevra par définition jamais l'entreprise si celle-ci a précédemment visitée une banque i qui finance sans signal. Le résultat est le même quant aux probabilités d'être de type B ou G si la banque i que l'entreprise a précédemment visitée refuse sans signal.