

Endettement et défaillances d'entreprises en France

Christian BORDES, Jacques MÉLITZ *

RÉSUMÉ. — Sur la base de données trimestrielles relatives à la période 1977-1987, on trouve que les variables réelles et financières, l'insolvabilité et l'illiquidité, exercent toutes des influences importantes et distinctes sur les défaillances d'entreprises. Les effets d'illiquidité sont pris en compte par le biais de séries stationnaires — que nous construisons — relatives, d'une part, aux écarts cycliques de la production par rapport à sa valeur normale, et, d'autre part, à l'excès de volatilité des prix des actifs financiers. L'influence des facteurs financiers sur l'insolvabilité est prise en compte par le biais du taux d'intérêt réel et du rapport dette/production — convenablement modifié. Nos tests viennent étayer les inquiétudes récentes selon lesquelles la hausse du ratio dette/production traduit une plus grande fragilité des entreprises.

Business Debt and Default in France

ABSTRACT. — On the basis of quarterly data in 1977-1987, we find that real and financial factors, insolvency and illiquidity, are all important, separate influences on the defaults of French firms. We capture the effects of illiquidity by constructing stationary series for cyclical departures of output from normal levels and for excessive volatility of financial prices. We reflect the impact of financial factors on insolvency by using real interest rates and properly adjusted debt-output ratios. Recent fears that rising debt-output ratios mean weaker firms receive confirmation in these tests.

* Christian Bordes est rattaché à l'Université de Bordeaux I (LARE). Jacques Mélitz est rattaché à l'INSEE, à l'IEP, à HEC et au CEPR. Cette étude s'inscrit dans une recherche plus large bénéficiant d'une aide du Commissariat Général au Plan. Les auteurs tiennent à remercier pour leurs commentaires Guy Laroque, Alain Monfort, les participants au séminaire de finance de la Wharton School, et les rapporteurs de la revue. Évidemment, les auteurs portent seuls la responsabilité des insuffisances de ce texte.

1 Introduction

L'intérêt porté aux défaillances d'entreprises a été récemment renforcé par leur augmentation au cours des années quatre-vingt. Le ratio Dette/Production a, en général, augmenté dans les économies occidentales après le second choc pétrolier.¹ La France n'a pas échappé à cette évolution. En annexe sont fournies des indications à ce sujet relatives aux expériences française, britannique et américaine. Y figurent aussi des informations sur l'évolution des taux de défaillances des entreprises dans les trois pays.² La corrélation positive entre le ratio dette/production et les taux de défaillances depuis le début des années quatre-vingt est frappante dans les trois cas. Cela ne permet bien évidemment pas de se prononcer quant à une éventuelle influence de l'endettement sur les défaillances. Mais, à tout le moins, la question doit être posée. A ce jour, elle a fait l'objet de travaux économétriques s'inspirant de l'étude séminale de WADHWANI [1986]. Pour n'en mentionner que deux, DAVIS [1987] se livre à une analyse des données internationales, tandis que SIMMONS [1990] étudie le cas britannique à partir de données relatives à certains secteurs industriels. Comme ces études, le présent travail, portant sur des données globales relatives à la France, attache une importance particulière à l'influence de l'endettement sur les défaillances d'entreprises. Son originalité est d'accorder une attention spéciale à la distinction entre l'insolvabilité et l'illiquidité.

La défaillance d'une firme peut être occasionnée par de mauvaises perspectives de rentabilité à long terme. Mais, indépendamment de cela, la firme peut faire faillite si elle ne peut faire face à ses obligations de paiement. Ce qui veut dire qu'une entreprise fondamentalement solvable peut être confrontée à un problème d'illiquidité. Du point de vue économique, la distinction entre les deux situations est tout à fait fondamentale. Il peut y avoir de bonnes raisons de venir en aide à une entreprise illiquide, mais solvable. Il n'y en a guère de porter assistance à une entreprise insolvable, du moins sur une période prolongée et sans modification de son organisation. Les mesures prises par les pouvoirs publics pour limiter globalement l'insolvabilité, si elles sont justifiées, doivent concerner des aspects structurels de la vie des firmes et pas seulement des aspects de court terme. C'est seulement lorsqu'il s'agit de traiter des problèmes de liquidité que des mesures de court terme peuvent être tout à fait justifiées.

Mais, isoler empiriquement les effets de liquidité n'est pas chose facile. Cela exige d'identifier des influences transitoires qui n'ont aucune conséquence à long terme. Pour commencer, il est nécessaire de trouver une

1. DAVIS [1987] fournit de nombreuses informations à ce sujet. Voir aussi REMOLONA [1990].

2. Les données relatives aux États-Unis et au Royaume-Uni nous ont été fournies par Davis. Ce sont celles qu'il utilise dans son article de 1987. Les défaillances d'exploitations agricoles ne sont pas prise en compte.

composante stationnaire dans la production. Est alors posée la question bien connue de la distinction entre la composante cyclique et la composante tendancielle de l'activité. Mais, le problème peut être bien plus profond dans la mesure où, *a priori*, rien n'indique la présence d'une composante stationnaire dans les prix des actifs financiers. Il y a de bonnes raisons de penser que ces prix suivent simplement une marche au hasard. Par conséquent, dans la mesure où les problèmes de liquidité des firmes proviennent des évolutions enregistrées sur les marchés des capitaux et sont, pour cette raison, reliés aux prix des actifs financiers, c'est la volatilité de ces derniers qui est pertinente. Plus précisément, il s'agit de dégager un éventuel impact de la volatilité non anticipée sur les défaillances. C'est du moins l'interprétation de la littérature ³ retenue par la suite dans ce travail et celle qui guide la prise en compte des chocs financiers.

L'étude aborde successivement les aspects théoriques, les problèmes de mesure, les tests empiriques et les conclusions.

2 Aspects théoriques

La préoccupation de l'étude étant principalement d'ordre empirique, la présentation théorique sera réduite au strict nécessaire. Différents aspects de la réalité qui ne sont pas saisis par le travail sont passés sous silence.

Dès le départ, plusieurs limites de notre analyse doivent être signalées. En pratique, une firme insolvable ne fait pas toujours faillite. Ses propriétaires s'arrangent souvent pour faire face aux engagements puis mettent fin à l'activité. Ou bien, une firme peut être défaillante, faire l'objet d'une action en justice et, malgré tout, continuer son activité. Néanmoins, dans notre analyse empirique qui porte uniquement sur les défaillances, nous supposons que la firme devenue non rentable ou illiquide est automatiquement défaillante puis fait faillite. ⁴

En outre, nous ignorons les coûts de la faillite malgré l'importance qui leur a été attachée dans les travaux théoriques et malgré leur prise en compte dans certains travaux empiriques. ⁵ Depuis le début des années 1970 les lois du 1^{er} mars 1984 et du 25 juillet 1985 ont été les seules modifications apportées au régime juridique de la faillite. Elles ont donné aux tribunaux une plus grande latitude pour faciliter la poursuite de l'activité d'une firme

3. En relation avec ce problème, voir SHILLER [1981] et POTERBA et SUMMERS [1986].

4. Pour une analyse empirique traitant séparément des fermetures volontaires et des fermetures involontaires, voir HUDSON [1986].

5. Voir, par exemple, VAN HORNE [1976], BULOW et SHOVEN [1978] et ALTMAN [1982]. Pour des analyses empiriques, voir SHEPARD [1978] et, dans le cas français, MALÉCOT [1984].

en cessation de paiements sans pour autant priver ses créanciers de leurs droits.⁶ Pour rendre compte des effets éventuels de cette modification sur les coûts de la faillite, nous avons fait quelques essais avec une variable *dummy* dans les ajustements mais elle ne s'est jamais révélée significative. A cela se limitent nos observations sur cette question.

En revanche, comme nous l'avons déjà indiqué, nous attachons une grande importance à la distinction entre insolvabilité et illiquidité. Elle nécessite que l'on différencie les chocs affectant les cash-flows de l'entreprise : certains touchent ses perspectives à long terme tandis que les autres les laissent inchangées. C'est seulement dans le cas où un choc négatif sur les cash-flows de la firme la mène à la faillite, **ses perspectives de profit à long terme étant inchangées**, qu'on peut parler d'un problème d'illiquidité. Sinon, il est possible que la firme soit désormais insolvable et, pour cette raison, ne trouve pas les moyens de financement nécessaires pour faire face à ses obligations. Par conséquent, nous allons supposer que le cash-flow de la firme est soumis, au cours de chaque période, à deux chocs : l'un est stationnaire, sans dérive ni *trend*; l'autre ne l'est pas mais suit, par exemple, une marche au hasard. C'est seulement si le choc stationnaire peut provoquer la faillite de la firme que nous en déduisons l'existence d'un problème d'illiquidité.

La probabilité de faillite de l'entreprise dépend nécessairement, d'une part, de la variance anticipée des chocs – du moins de ceux qui ont des conséquences à long terme – et, d'autre part, de son profit normal, c'est-à-dire de son cash-flow anticipé. Bien sûr, en l'absence de choc, toute entreprise dont le profit normal est positif a une probabilité de faillite nulle. En présence de chocs, cette probabilité est positive et augmente avec la variance anticipée des chocs – du moins des chocs permanent. Mais la probabilité de faillite *ex ante* est difficile à étudier empiriquement. WADHWANI [1986] l'analyse, sur des données britanniques, en la mesurant au moyen de la prime de risque sur le taux d'intérêt. En France, l'ensemble de la structure des taux d'intérêt sur les crédits aux entreprises a été longtemps largement administrée et est restée rigide jusqu'en 1985-1986. Aussi ne semble-t-il pas fondé d'en déduire, pour la période sous revue, des indications sur la perception du risque de défaillance par le marché. On se limite donc à une mesure *ex post* des défaillances en s'attachant à la fréquence relative des faillites. Évidemment, elle est seulement définie pour une population d'entreprises. En outre, il est important de noter que cette mesure dépend non seulement des anticipations en début de période mais aussi des chocs effectivement subis au cours de celle-ci.

6. CHAUVÉAU et MEDJAOUÏ [1987], pp. 63-69, présentent l'évolution du régime juridique de la faillite en France. The Economist [1990 a] compare les régimes juridiques de la faillite dans les principaux pays industrialisés. Le régime juridique des défaillances des exploitations agricoles est spécifique (loi du 30 décembre 1988). Elles ne sont pas prises en compte dans notre travail. Récemment, la loi du 2 janvier 1990, « relative à la prévention et au règlement des difficultés liées au surendettement des particuliers et des familles », a doté la France d'un dispositif relatif aux défaillances des ménages surendettés. Cette question n'est pas, non plus, abordée dans notre étude.

Nous allons procéder de la manière suivante. On s'intéressera au profit courant de l'ensemble des entreprises divisé par le produit national, c'est-à-dire au rapport entre leur cash-flow (recettes moins dépenses) et leur produit. Supposons que ce profit unitaire soit constitué d'une partie anticipée et d'une autre qui dépend des chocs précédemment évoqués. Appelons taux de profit normal, ρ , la somme de la partie anticipée du profit et de sa composante non-anticipée qui a subi le choc ayant des conséquences à long terme. Soit u le solde du profit unitaire, qui dépend donc du choc stationnaire. On pose :

$$(1) \quad \pi = f(\rho, u); \quad f'(\rho) > 0; \quad f'(u) > 0$$

où π est la fréquence relative des faillites. L'effet de ρ sur π représente les faillites dues à l'insolvabilité, celui de u représente celles dues à l'illiquidité. Comme nous l'avons indiqué, l'impact de ρ est essentiel, celui de u ne l'est pas.

Dans notre étude, nous retiendrons deux aspects empiriques de u . Cette variable sera représentée, d'une part, au moyen des mouvements du cycle des affaires, CYC, et, d'autre part, au moyen des mouvements des prix des actifs financiers, LIQ. CYC est censé jouer sur le cash-flow en touchant le volume des ventes et LIQ est censé le faire en affectant la capacité des entreprises à trouver du financement sur les marchés financiers, soit en vendant des actifs, soit en s'endettant. Pour représenter ρ , nous introduisons trois éléments : le coût unitaire du travail, le coût unitaire des autres facteurs et les charges d'intérêt réel sur la dette. Le coût unitaire du travail s'écrit $W/P\tau$ où W est la rémunération unitaire du travail, P est la recette par unité de production et τ est la productivité moyenne du travail. Puisque le coût unitaire des autres facteurs de production correspond uniquement aux importations de l'ensemble des entreprises, nous le représentons par les termes de l'échange EP^*/P où E est le taux de change et P^* est le prix de la production étrangère. Les charges d'intérêt s'écrivent $(r - \dot{P})D/Y$ où r est le taux d'intérêt, \dot{P} est le taux d'inflation, D est la dette des entreprises et Y est la production en valeur. La variable $(r - \dot{P})D/Y$ appelle plusieurs remarques.

Tout d'abord, en principe, seules des influences sur la profitabilité de long terme jouent sur ρ . Or, il est d'usage dans l'analyse macroéconomique de distinguer l'inflation effective et l'inflation anticipée \dot{P}^e . Ainsi, nous référerons-nous exclusivement à $r - \dot{P}^e$, le taux d'intérêt réel, dans la discussion relative au taux de profit normal.⁷ Implicitement, toute influence de l'inflation non anticipée sur π passe par l'intermédiaire de u , plus précisément par l'intermédiaire de LIQ.

Ensuite, dégager la partie pertinente de D/Y pose problème. Nous avons déjà fait référence à CYC, donc à une composante stationnaire de Y . En outre, les chocs stationnaires vont sûrement conduire à un endettement

7. En revanche, nous n'établirons aucune distinction entre les valeurs effectives et anticipées du prix unitaire du travail et des termes de l'échange.

supplémentaire ou à un désendettement des entreprises. Ainsi nous faut-il impérativement définir une variable ajustée $(D/Y)_a$ correspondant à la partie du ratio dette/production indépendante des chocs stationnaires. Dans la spécification retenue, seule cette variable servira à apprécier l'effet de l'endettement sur la santé des entreprises et à traiter la question posée au début de l'étude. Autrement dit, le seul effet négatif envisagé du rapport dette-production a trait à la solvabilité des entreprises. Cela paraît normal dans la mesure où toute augmentation de (D/Y) due à un choc stationnaire (donc sans effet sur $(D/Y)_a$) ne peut que faciliter la survie des entreprises.

Si nous distinguons ensuite les influences de W/P et τ , d'une part, et celles de $r - P^e$ et de $(D/Y)_a$, d'autre part, cela nous mène à l'hypothèse :

$$(2) \quad \pi = \pi \left(\frac{W}{P}, \tau, \frac{EP^*}{P}, r - P^e, \left(\frac{D}{Y} \right)_a, CYC, LIQ \right)$$

Les effets de W/P , EP^*/P , $r - P^e$ et $(D/Y)_a$ sur π sont positifs; ceux de τ et CYC sont négatifs; l'effet de LIQ va dépendre de sa mesure définie plus loin.

Mais, l'équation (2) est gênante sur un point : elle ne peut qu'être écrite pour une variance donnée des chocs permanents (ceux qui influencent la solvabilité des entreprises). Il est évident que si cette variance augmente, tous les coefficients de l'équation sont plus forts (en valeur absolue). Nous n'avons pas voulu nous en tenir à l'hypothèse de fixité de la variance des chocs permanents pour une raison essentielle. Les statisticiens qui suivent les séries relatives à la population des jeunes entreprises attirent l'attention sur la fragilité de leur situation au cours des premières années de leur existence.⁹ On peut raisonnablement supposer que l'information possédée par les jeunes entreprises sur leurs perspectives de profits, les prix relatifs et les techniques de production est moins bonne que celle dont disposent les entreprises anciennes. Pour cette même raison, elles peuvent avoir des anticipations de profits unitaires plus élevée. Mais, au total, l'expérience suggère que ces firmes ont une probabilité de faillite plus élevée. Pour rendre compte de cette caractéristique un indicateur de l'âge moyen des entreprises, appelée *CREA* et définie comme le rapport entre les nouvelles immatriculations d'entreprises et le stock existant, est introduite dans l'analyse. Sa présence modifie toutes les autres influences. Aussi, au lieu de l'équation (2), écrivons-nous :

$$(3) \quad \pi = \pi \left(CREA, \left(\frac{W}{P} \right)', \tau', \left(\frac{EP^*}{P} \right)', (r - P^e)', \left(\frac{D}{Y} \right)_a', CYC', LIQ' \right)$$

L'exposant ' attaché à toutes les variables (à l'exception de *CREA*) indique qu'elles ont été corrigées des variations de *CREA*. En d'autres termes, ces

8. Voir le numéro spécial d'Économie et Statistique de novembre 1988, n° 215, tout particulièrement l'article de CAILLIES [1988] au titre révélateur « Une entreprise sur deux disparaît avant cinq ans ». Bien évidemment, la majorité des firmes qui cessent leur activité le font sans être défailtantes.

variables sont supposées mesurées pour une structure par âges donnée de la population des entreprises ou pour une valeur constante du taux des nouvelles immatriculations.⁹

Un mot enfin à propos du coefficient de CREA : il est supposé positif. Mais, il est clair que les nouvelles entreprises ne feront pas faillite au cours de la période de leur création – surtout si la période retenue est brève, comme c'est le cas ici puisqu'il s'agit du trimestre. Dès lors, l'une de nos hypothèses est relative à l'existence d'un certain retard dans l'influence de CREA sur π . Notre étude économétrique sera fondée sur l'équation (3) ainsi comprise.

3 Mesures des variables

Commençons par la présentation de la mesure de la variable dépendante, le taux de défaillances. Les statistiques de défaillances d'entreprises en France correspondent aux décisions des tribunaux et sont publiées par l'INSEE.¹⁰ Pour obtenir π , le nombre de défaillances est divisé par le stock d'entreprises mesuré à partir des statistiques fiscales (INSEE, Annuaire Statistique de la France). Les séries relatives au taux de salaire horaire, à la productivité horaire du travail, aux termes de l'échange, aux valeurs du PIB aux prix courants et à prix constants, au taux d'intérêt sur les obligations privées et aux nouvelles immatriculations sont toutes tirées des publications de l'INSEE (Bulletin Mensuel de la Statistique et Informations Rapides). Le taux d'endettement est calculé sur la base des statistiques de la Banque de France (TERF). Toutes ces séries sont trimestrielles et corrigées des variations saisonnières (à l'exception des taux d'intérêt).

Puisque les variables π et CREA ont le même dénominateur, il faut s'assurer que l'impact de CREA sur π ne vient pas de là. Pour cette raison, dans le calcul de CREA, les nouvelles immatriculations sont divisées par la valeur tendancielle du nombre de firmes plutôt que par la valeur effective, la tendance étant mesurée par une droite. De la sorte, l'influence de CREA

9. Notons que toute tentative de prise en compte, hormis CREA, d'autres influences sur la variance des chocs permanents aurait alors posé de sérieuses difficultés. Celles-ci n'auraient pas été sans lien avec notre décision d'ignorer, plus particulièrement, l'effet de la dispersion des prix relatifs sur la variance des chocs permanents – effet privilégié dans la discussion théorique récente sur les faillites (à titre d'exemple, voir BERNANKE et GERTLER [1987], FURLONG et KEELEY [1987], GERTLER [1988] [1988] et GREENWALD et STIGLITZ [1988]).

10. Sur l'observation statistique du mouvement des faillites en France, voir MARCO [1984 a et b]

sur le taux de défaillances provient uniquement de son numérateur, c'est-à-dire des nouvelles immatriculations. Toutes les variables explicatives sont corrigées par CREA en multipliant chacune d'elles par la fraction 1-CREA.

Les variables P^e , CYC , LIQ , et $(D/Y)_a$ ont nécessité des choix. Le taux d'inflation anticipé (calculé sur la base du déflateur du PIB) est mesuré par la somme du taux d'inflation moyen et de la variation moyenne de l'inflation calculée sur les quatre derniers trimestres, ce qui revient à ajuster le taux d'inflation moyen récent d'un trend. La mesure de la variable CYC s'appuie sur travaux portant sur la distinction entre valeurs cyclique et tendancielle de la production, faisant suite à la contribution de NELSON et PLOSSER [1982]. On a retenu l'algorithme de lissage proposé par HODRICK et PRESCOTT [1980] et maintes fois utilisé. Avec cette procédure, CYC_t est obtenu en minimisant :

$$(4) \quad \sum_{t=1}^T \left(\frac{Y_t}{P_t} - \xi_t \right)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((\xi_{t+1} - \xi_t) - (\xi_t - \xi_{t-1}))^2$$

par rapport à ξ_1, \dots, ξ_T , où Y/P est exprimé en logarithmes, ξ est la composante tendancielle de Y/P , CYC_t est égal à $(Y/P)_t - \xi_t$ et le coefficient λ est choisi de telle sorte que « le sentier d'évolution tendancielle du logarithme du PIB réel qu'elle implique est proche de celui que les analystes du cycle et de la croissance tracerait à partir d'un graphique représentant l'évolution temporelle de la série » (KYDLAND et PRESCOTT [1990], p. 9, notre traduction).¹¹

Nous avons déjà remarqué que LIQ ne peut pas être mesurée de la même façon. On peut difficilement rejeter l'hypothèse selon laquelle les prix des actifs financiers suivent tout simplement une marche au hasard. Ainsi avons-nous accepté une tendance générale dans la littérature qui consiste à rechercher des chocs stationnaires dans la volatilité de ces prix plutôt que dans leur niveau. Pour calculer la volatilité anticipée des prix des actifs financiers, le modèle ARCH proposé par Engle [1982] est retenu :

$$(5) \quad \begin{aligned} E\{X_t | X_{t-1} \dots\} &= m \\ V_t\{X_t | X_{t-1} \dots\} &= c + \sum_{i=1}^r \gamma_i |X_{t-i} - m|^2 = \sigma_t^2 \end{aligned}$$

où X est le prix de la variable en question, m est sa moyenne et V est sa variance conditionnelle. Ce modèle a été appliqué : (1) au taux d'intérêt nominal à court terme¹² (2) au cours boursiers. Les séries utilisées, fournies par la Caisse des Dépôts et Consignations sont les valeurs quotidiennes relatives au Taux du Jour le Jour sur le marché monétaire et à l'Indice

11. CYC a été estimé en utilisant le programme informatique mis au point par Kydland et Prescott. λ y est fixé à la valeur précise choisie par ces auteurs dans le cas de séries trimestrielles.

12. Ce taux se voit accorder une importance capitale dans les travaux portant sur la relation entre l'évolution du marché des actions et la liquidité; voir par exemple Modigliani et Cohn [1979] et Wadhvani [1986].

Général des cours boursiers. Après avoir mis ces deux séries sous forme de moyennes mensuelles, l'hypothèse nulle $\gamma=0$ [$\gamma=(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_r)$] a pu être nettement rejetée. Dans les deux cas, ayant construit selon cette procédure des séries mensuelles des valeurs estimées des variances conditionnelles $\hat{\sigma}^2$, nous les avons transformées en séries trimestrielles. LIQ a été obtenue en faisant la différence entre ces valeurs anticipées, d'une part, et la moyenne des carrés des écarts entre les valeurs mensuelles observées et leur moyenne trimestrielle, d'autre part. La mesure effectuée par cette procédure au moyen du taux d'intérêt nominal n'est jamais apparue significative lors des tests économétriques. Par conséquent, la seule mesure de LIQ retenue est relative aux cours boursiers. Alors qu'on pourrait, à première vue, la juger trop limitée, elle est plus large qu'il n'y paraît car elle concerne non seulement les firmes capables de lever des fonds sur les marchés des capitaux par de nouvelles émissions ou des cessions de portefeuille, mais aussi beaucoup d'autres à travers l'aptitude de leurs clients à procéder à des opérations du même genre.

L'exclusion de toute influence stationnaire de D/Y pour passer à $(D/Y)_a$ pose problème. A cette fin, au dénominateur de D/Y on a d'abord soustrait à Y la valeur nominale de la composante cyclique de la production et désigné par Y_0 la valeur obtenue. Ensuite, nous avons supposé que $(D/Y)_a$ était une moyenne pondérée des valeurs observées de D/Y_0 dont l'effet sur π serait stable, c'est-à-dire ne changerait pas de direction et ne connaîtrait ni accélération ni décélération. Les tentatives effectuées avec plusieurs valeurs consécutives de $\Delta(D/Y_0)$ ont conduit au résultat suivant :

$$(6) \quad \Delta \ln \left[\frac{D}{Y_0} \right]_{a,t} \\ = - .125 \Delta \ln \left[\frac{D}{Y_0} \right]_t - .25 \Delta \ln \left[\frac{D}{Y_0} \right]_{t-1} - .125 \Delta \ln \left[\frac{D}{Y_0} \right]_{t-2} \\ + .125 \Delta \ln \left[\frac{D}{Y_0} \right]_{t-3} + .375 \Delta \ln \left[\frac{D}{Y_0} \right]_{t-4}$$

En supposant $(D/Y)_a = D/Y_0$ pour $t=5$, nous avons pu construire ensuite la série de $(D/Y)_a$ dès $t=6$. L'équation (6) a son propre intérêt puisqu'elle traduit évidemment le profil de l'influence exercée à court terme par $\Delta(D/Y_0)$ sur le taux de défaillances. Ce profil, qui est ressorti des tests préliminaires, mérite qu'on s'y arrête. Il indique un impact négatif d'une hausse de D/Y_0 sur le taux de faillites au cours des trois premiers trimestres. Cela est conforme à notre hypothèse selon laquelle la capacité d'une firme à obtenir du financement réduit sa probabilité de faillite à court terme – à condition, bien sûr que l'impact des variations à court terme de D/Y_0 soit dominé par D au numérateur plutôt que par Y_0 au dénominateur, ce qui est le cas si Y_0 est bien mesuré, cette variable devant alors suivre un trend.

Avant de passer aux estimations, précisons également le retard de l'influence positive de CREA sur le taux de faillites retenue pour des raisons théoriques. En effet, les premiers ajustements sont venus conforter l'idée de l'importance de ce retard. Au terme de différentes tentatives, un retard de

six trimestres a été retenu pour la variable Δ CREA (en logarithmes). L'adoption d'un retard analogue pour CREA n'est pas apparue nécessaire au vu de notre méthode d'estimation car dans les tests, les influences en niveaux sur les profils normaux s'exercent seulement à long terme et les influences retardés et non retardées devraient converger avec l'allongement de l'horizon.

4 Estimations

L'équation de base retenue dans les tests économétriques appartient à la famille des modèles à correction d'erreur.¹³ A l'intérieur de cette famille, on a retenu l'approche dite « du général au spécifique », en reprenant la terminologie de Hendry. Dans un premier temps, toutes les influences de court terme potentielles ont été prises en compte avec autant de retards que l'on pouvait en incorporer. Dans un second temps ont été éliminées les influences de court terme qui n'étaient pas significatives ce qui nous a conduit à la formulation retenue (dont quelques aspects dynamiques relatifs à D/Y_0 ou à la mesure de $(D/Y)_a$ et à CREA ont déjà été explicités). A titre de comparaison, on a aussi utilisé la procédure d'estimation en deux étapes proposée par Engle et Granger [1987]. Son principal inconvénient est que les estimations des paramètres de l'équation de cointégration peuvent être fortement biaisées dans le cas de petits échantillons. Mais, même si, par conséquent, l'information sur le long terme apportée par le test de cointégration est à prendre avec précaution, elle peut servir de base à une comparaison puisque Engle et Granger ont bien montré que la deuxième étape de leur procédure est équivalente à un modèle à correction d'erreur où l'on impose aux valeurs des coefficients attachés aux influences de long terme d'être égales à leurs valeurs estimées lors de la première étape.

Le respect des exigences de la première étape de la procédure à la Engle-Granger nécessite quelques remarques. Toutes les variables entrant dans la relation de long terme – c'est-à-dire toutes les variables à l'exception de LIQ et de CYC – ont dû être passées au crible des tests de racine unitaire. Ces tests ont été effectués sur la série en niveau de chacune des variables (en logarithme), tout d'abord, au moyen du Dickey-Fuller Augmenté, puis au moyen du Dickey-Fuller Simple lorsque les valeurs retardées n'apparaissaient pas significatives au vu du premier test. Toutes les variables utilisées se sont alors révélées non stationnaires au niveaux et stationnaires en différences premières. Lors de la première étape de la procédure à la

13. Les estimations ont été effectuées à l'aide du logiciel Data Fit de PESARAN et PESARAN [1987].

Engle-Granger proprement dite la même procédure a été utilisée pour effectuer les tests de stationnarité des résidus.

La brièveté de la série trimestrielle des nouvelles immatriculations, disponible seulement depuis 1980, vient malheureusement limiter considérablement la période d'analyse. Une série annuelle étant disponible à partir de 1975, elle a été trimestrialisée par un procédé de moyenne mobile. Cela a permis de faire débiter l'analyse statistique prenant en compte CREA en 1977 (pas avant, puisque le retard attaché à Δ CREA fait perdre six observations). L'étude aurait pu démarrer plus tôt en se contentant de séries annuelles portant uniquement sur les créations de sociétés. Mais, puisque la structure juridique choisie par les nouvelles firmes se modifie en fonction du risque de défaillance, cette solution n'a pas été retenue. Toutes les autres séries statistiques étant disponibles depuis 1971, des tests ont aussi été effectués sans CREA en partant de cette date.

Dans tous les ajustements, il est apparu que la prise en compte de la productivité du travail (τ) se traduisait par une détérioration des coefficients attachés au salaire réel (W/P) et aux termes de l'échange (EP^*/P). Les séries relatives à τ et à W/P sont fortement colinéaires, si ce n'est lors des deux chocs pétroliers de 1974 et de 1979, dont rend compte par ailleurs la série des termes de l'échange. En outre, les tentatives effectuées avec une valeur tendancielle de la productivité au lieu de la valeur effective n'ont pas eu plus de succès. Par conséquent, nous avons été conduit à éliminer τ et à interpréter W/P comme un indicateur des salaires réels rapportés à la productivité du travail. A cet égard, il ne faut pas oublier qu'il n'est pas possible de différencier les salaires de la productivité dans les services et le commerce, où opèrent une majorité d'entreprises.

Les principaux résultats, obtenus avec quarante observations trimestrielles [1977-1987] figurent dans le tableau 1. La partie supérieure du tableau contient l'estimation qui a notre préférence, à savoir celle obtenue au moyen du modèle à correction d'erreur. L'analyse du corrélogramme des résidus a révélé une autocorrélation significative d'ordre 6 qui a donné lieu à une correction (*voir* les notes *d* et *e* du tableau 1). Cette autocorrélation est le point faible de l'étude : elle s'est avérée impossible à éliminer malgré maintes tentatives. Elle peut avoir deux origines : soit le fait que les variables n'ont pas toutes été désaisonnalisées par le même filtre (pour des raisons qui nous échappent puisqu'aucune méthode de désaisonnalisation n'est applicable au PIB, qui intervient dans plusieurs mesures, car il est désaisonné à la base);¹⁴ soit le fait qu'il existe un retard d'ordre six dans l'influence de la variable CREA qui intervient dans les mesures de toutes les autres variables explicatives. La deuxième explication nous paraît plus satisfaisante que la première. Mais, elle n'a pu être confirmée.

14. Dans la mesure où nous avons pu désaisonnaliser nous-mêmes les séries, nous avons eu recours à la méthode du X 11 Census. Mais n'ayant pu l'appliquer uniformément, nous n'avons pas vu l'intérêt d'une désaisonnalisation des taux d'intérêt nominaux et des cours boursiers. Pour une présentation simple du fait que ces différences de traitement peuvent être à l'origine d'une autocorrélation des résidus d'un ordre élevé, voir TAYLOR [1986, pp. 250-1].

TABLEAU 1

Taux de défaillances : 1977 : 1-1987 : 1

Avec prise en compte des créations d'entreprises

Modèle à correction d'erreur

Variable expliquée : $\Delta \log$ du taux de défaillances (Δy_t)			
Constante.	-15,44 (4,53)	y_{t-1}	-0,95 (9,88)
$(r - \dot{P}^e)'_{t-1}$	-0,36 (0,72)	$\Delta (r - \dot{P}^e)'$	-0,30 (0,59)
$\ln(D/Y)'_{a,t-1}$	0,52 (1,24)	$\Delta \ln(W/P)'_{t-1}$	5,14 (3,91)
$\ln(W/P)'_{t-1}$	3,25 (7,64)	$\Delta \ln(D/Y)'_a(b)$	4,79 (3,98)
$\ln(EP^*/P)'_{t-1}$	0,21 (0,64)	$\Delta \ln(CREA)_{t-6}$	0,34 (3,45)
$\ln(CREA)_{t-1}$	0,51 (5,45)	R^2	0,879
$(L)(LIQ)'_t(a)$	0,23 (2,65)	F(12; 28)	25,59 (2,11) (c)
CYC'_{t-1}	-4,49 (2,70)	DW(d)	2,10

Méthode de Engle-Granger

Étape 1 : Variable expliquée log du taux de défaillances ($y_t = ax_t + e_t$)		Étape 2 : Variable expliquée $\Delta \log$ du taux de défaillances	
Constante.	-21,30	Constante	-0,02 (1,84)
$(r - \dot{P}^e)'$	0,55	e_{t-1}	-0,73 (6,06)
$\ln(D/Y)'_a$	0,28	(L) $LIQ'_t(a)$	0,19 (2,50)
$\ln(W/P)'$	3,36	CYC'_{t-1}	-3,48 (1,95)
$\ln(EP^*/P)'$	0,91	$\Delta (r - \dot{P}^e)'$	-0,43 (0,76)
$\ln CREA$	0,04	$\Delta \ln(W/P)'_{t-1}$	7,11 (4,56)
R^2	0,831	$\Delta \ln(D/Y)'_a(b)$	4,45 (2,63)
F(5; 36).	41,31 (2,66) (c)	$\Delta \ln CREA_{t-6}$	0,35 (2,69)
Dickey-Fuller.	5,39 (3,67) (c)	R^2	0,757
		F(7; 33)	19,65 (2,30) (c)
		DW (c)	2,00

(a) avec (L) $LIQ'_t = 2(LIQ'_t + LIQ'_{t-1} + LIQ'_{t-2} + LIQ'_{t-3} + LIQ'_{t-4})$ (b) $\Delta \ln(D/Y)'_a = 0,125 \ln(D/Y)_t - 0,25 \ln(D/Y)_0 - 0,125 \ln(D/Y)_{t-2} + 0,125 \ln(D/Y)_{t-3} + 0,375 \ln(D/Y)_{t-4}$

(c) Entre parenthèses figure la valeur critique au seuil de 5 %

(d) Après correction d'une autocorrélation des résidus U avec : $U_t = -0,61 U_{t-6} + v$
(3,27)(e) Après correction d'une autocorrélation des résidus U avec : $U_t = -0,69 U_{t-6} + v$
(5,02)

En ce qui concerne nos hypothèses, la plupart des effets de court terme sont significatifs et ont le signe attendu dans le modèle à correction d'erreur. Il en est ainsi pour les nouvelles immatriculations, pour le taux d'endettement, le taux de salaire réel, et les deux variables de liquidité, CYC et LIQ. Pour ce qui est des effets de long terme, seuls le taux de salaire réel et les nouvelles immatriculations sont significatifs. L'influence du taux d'intérêt réel n'est importante ni à long terme ni à court terme. La valeur du \bar{R}^2 est forte pour un ajustement portant sur les différences premières de la variable expliquée.

Dans le cadre de la procédure à la Engle-Granger, nous avons tout d'abord effectué le test de cointégration au moyen du Dickey-Fuller Augmenté. Les résultats obtenus ont permis de rejeter l'hypothèse d'une corrélation des résidus de l'équation de cointégration d'un ordre supérieur à un.¹⁵ Par conséquent, on a finalement effectué le test de cointégration au moyen du Dickey-Fuller Simple et, comme on peut le voir en se reportant à la partie inférieure du tableau, la valeur obtenue est largement supérieure à la valeur critique au-delà de laquelle l'hypothèse de cointégration ne peut être rejetée.¹⁶ Les coefficients de l'équation de long terme ont le signe attendu, même celui attaché au niveau du taux d'intérêt réel (alors qu'il a le mauvais signe dans l'estimation par le modèle à correction d'erreur). En ce qui concerne l'équation de court terme, un examen du corrélogramme des résidus a révélé la présence d'une autocorrélation du même ordre (six) que celle observée lors de l'estimation du modèle à correction d'erreur. Après correction, les résultats sont conformes à ceux obtenus précédemment, à ceci près que leur précision est moindre. En particulier, l'influence du cycle est tout juste significative au seuil de 5 %.

Les mêmes tests ont été effectués sur la période 1971-1987, c'est-à-dire sans incorporer CREA. Auparavant, on a observé quelle pouvait être la détérioration de l'ajustement initial, effectué sur la période 1977-1987, occasionnée par l'élimination des nouvelles immatriculations. On a noté : une plus forte autocorrélation des résidus, traduisant une moins bonne spécification (sur la base des valeurs du multiplicateur de Lagrange); une moins bonne précision des coefficients; et, bien sûr, une moins bonne qualité de l'ajustement. Néanmoins, les estimations sont restées assez proches de celles obtenues précédemment, les variables étant toujours significatives. Dans ces conditions, les tests effectués sur la période 1971-1987 (tableau 2) sont intéressants.

A nouveau, on a observé, sur la base du corrélogramme des résidus, la même autocorrélation gênante des résidus d'ordre six. Après correction (*voir* les notes *d* et *e* du tableau 2), la qualité de l'ajustement est moins bonne que celle de l'ajustement effectué sans CREA sur la période 1977-1987. Elle reste malgré tout convenable si l'on en juge par les signes des différents coefficients et les valeurs des *t* qui leur sont attachés. Le taux d'endettement est plus significatif qu'auparavant. Le taux d'intérêt réel est légèrement plus important. La variable LIQ reste significative. En revanche, les influences à court terme du taux de salaire réel et du cycle ne le sont plus. Une remarque importante est relative à la meilleure qualité de l'estimation des

15. Cette conclusion est confortée par l'examen du corrélogramme des résidus de l'équation de long terme et des statistiques de Box-Pierce et de Ljung-Box qui ne fait apparaître aucune autocorrélation d'ordre supérieur à un.

16. La valeur critique figurant entre parenthèses dans le tableau 1 a été calculée en effectuant une interpolation grossière à partir de la table fournie par ENGLE et YOO [1987] qui fournit des valeurs critiques pour une taille de l'échantillon au moins égale à 50. Dans le cas présent, il ne fait aucun doute que la valeur du Dickey-Fuller Simple est largement supérieure à la valeur critique.

TABLEAU 2

Taux de défaillances : 1971 : 2-1987 : 1

Sans prise en compte des créations d'entreprises

Modèle à correction d'erreur

Variable expliquée : $\Delta \log$ du taux de défaillances (Δy_t)			
Constante.	-15,87 (5,25)	y_{t-1}	-0,90 (7,60)
$(r - \hat{P}_e)_{t-1}$	1,11 (1,50)	$\Delta(r - \hat{P}_e)$	1,31 (1,59)
$\ln(D/Y)_{a,t-1}$	0,87 (1,85)	$\Delta \ln(W/P)_{t-1}$	3,47 (1,82)
$\ln(W/P)_{t-1}$	2,53 (6,70)	$\Delta \ln(D/Y)_a(b)$	7,84 (3,39)
$\ln(EP^*/P)_{t-1}$	0,79 (2,40)	\bar{R}^2	0,557
LIQ_{t-1}	0,03 (2,08)	F(10; 53)	9,51 (2,04) (c)
CYC_t	-1,09 (0,61)	DW(d)	1,75

Méthode de Engle-Granger

Étape 1 : Variable expliquée log du taux de défaillances ($y_t = ax_t + e_t$)		Étape 2 : Variable expliquée $\Delta \log$ du taux de défaillances	
Constante.	-12,38	Constante	-0,00 (0,13)
$r - \hat{P}_e$	1,73	e_{t-1}	-0,86 (7,20)
$\ln(D/Y)_a$	0,47	LIQ_{t-1}	0,03 (1,99)
$\ln(W/P)$	2,13	CYC_{t-1}	-1,64 (1,04)
$\ln(EP^*/P)$	0,30	$\Delta(r - \hat{P}_e)$	1,78 (2,45)
\bar{R}^2	0,844	$\Delta \ln(W/P)_{t-1}$	1,22 (0,74)
F(4; 60).	89,04 (2,53) (c)	$\Delta \ln(D/Y)_a(b)$	8,22 (3,55)
Dickey-Fuller.	6,25 (3,67) (c)	\bar{R}^2	0,528
		F(6; 57)	13,76 (2,27) (c)
		DW(c)	1,80

(b) et (c) voir Tableau 1

(d) Après correction d'une autocorrélation des résidus U avec : $U_t = -0,32 U_{t-6} + v$
(2,21)(e) Après correction d'une autocorrélation des résidus U avec : $U_t = -0,36 U_{t-6} + v$
(2,57)

influences de long terme. En reprenant l'ensemble des estimations, les résultats sont relativement bons.

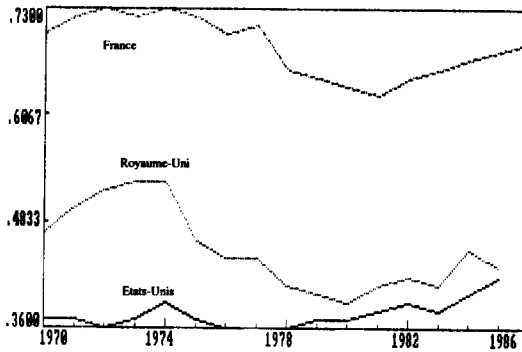
5 Conclusion

En conclusion, notons tout d'abord que la prise en compte des créations d'entreprise dans l'analyse améliore largement les résultats. A l'évidence, on ne peut ignorer la valeur particulièrement élevée du taux de défaillances dans la population des jeunes entreprises.

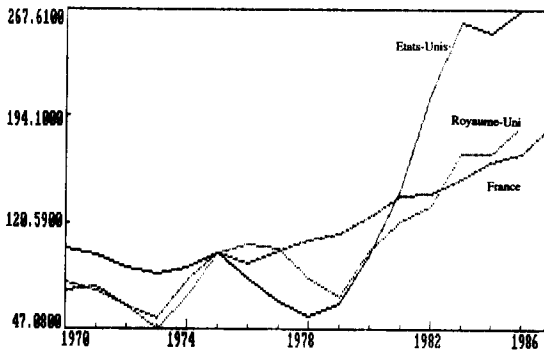
Mais revenons principalement sur les questions posées dans l'introduction, relatives aux influences du taux d'endettement, d'une part, et des problèmes d'illiquidité, d'autre part, sur le taux de défaillances.

Des tests économétriques proposés se dégagent, à l'évidence, un effet positif, du moins à court terme, de l'endettement des entreprises sur les défaillances. Les craintes de ceux qu'inquiète la montée des taux d'endettement des firmes semblent être fondées. Il serait difficile de nier l'impact positif de cette hausse sur les défaillances. Si la forte influence attribuée au taux d'endettement était simplement le reflet de la croissance simultanée des coûts des facteurs de production – comme, par exemple, la hausse du prix du pétrole ou celle des salaires –, les autres variables prises en compte dans l'analyse le révéleraient. Si la hausse du taux d'endettement était simplement la traduction de meilleurs projets ou si elle avait des origines anodines, comme des incitations fiscales à l'endettement, alors l'élasticité du taux de défaillances au taux d'endettement ne serait pas significativement positive dans les ajustements économétriques. Bien sûr, selon la spécification retenue dans la présente étude, une hausse du taux d'endettement pose un véritable problème de solvabilité qui ne peut, par conséquent, être traité par des mesures de court terme. Mais, on pourrait avoir recours à d'autres mesures. Néanmoins, on doit ajouter qu'aucun effet du taux d'intérêt réel sur les défaillances ne ressort des ajustements.

En outre, les résultats des ajustements économétriques semblent révéler la présence d'effets de liquidité distincts. Ces effets trouvent leur origine soit dans le cycle de l'activité soit dans la volatilité des prix des actifs financiers. Sur ce dernier point, il s'agit de la volatilité des cours des actions plutôt que celle des taux d'intérêt nominaux. Mais le fait d'avoir pu dégager l'influence de la première et pas celle de la seconde peut être dû en partie à ce que la volatilité des cours boursiers est plus forte. Si l'influence estimée du taux d'endettement des entreprises ne peut venir à l'appui des thèses de ceux qui sont favorables à des mesures de politique économique de court terme visant à limiter les défaillances d'entreprises, notamment en période de récession, la présence d'effets de liquidité peut leur donner un début de justification. Malgré tout, nous ne prétendons pas avoir examinées ces thèses suffisamment en profondeur pour pouvoir affirmer qu'elles sont correctes. Finalement, un des principaux enseignements de cette étude pourrait être d'avoir démontré qu'il est possible d'aborder la question des défaillances d'entreprises en s'appuyant sur l'économétrie.



Ratio Dette PIB : États-Unis, France et Royaume-Uni



Défaillances d'entreprises (1975 = 100) : États-Unis, France et Royaume-Uni

● Références bibliographiques

- ALTMAN, E. I. (1982). — « A Further Empirical Investigation of the Bankruptcy Cost Question », Document de travail, *Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions*, novembre.
- BERNANKE, B. et GERTLER, M. (1987). — « Financial Fragility and Economic Performance », *NBER Working Paper* n° 2318.
- BULOW, J. et SHOVEN, J. (1978). — « The Bankruptcy Decision », *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 9, automne, pp. 437-456.
- CAILLIES, J. M. (1988). — « Une entreprise sur deux disparaît avant cinq ans », *Économie et Statistique*, n° 215, novembre, pp. 45-50.
- CHAUVEAU, T. et MEDJAOUI, R. (1987). — « Les défaillances d'entreprises », *Revue de l'Ipecode*, pp. 59-116.
- DAVIS, E. P. (1987). — « Rising sectoral debt income ratios: a cause for concern? », *BIS Economic Papers*, n° 20, juin.
- THE ECONOMIST (1990). — « Bankruptcy Law: A Sticky End », février 24, pp. 75-76.

- ENGLER, R. F. (1982). — « Autoregressif Conditional Heteroscedasticity, with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation », *Econometrica*, vol. 50, pp. 987-1008.
- ENGLER, R. F. et GRANGER, C. W. J. (1987). — « Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing », *Econometrica*, 55, mars, pp. 251-276.
- ENGLER, R. et YOO, B. S. (1987). — « Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems », *Journal of Econometrics*, 35, pp. 143-159.
- FURLONG, F. et KEELEY, M. — « Bank Capital Regulation and Asset Risk », Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review*, Spring, pp. 20-40.
- GERTLER, M. (1988). — « Financial Structure and Aggregate Economic Activity: an overview », *Journal of Money, Credit and Banking*, août, Part II, pp. 559-588.
- GREENWALD, B. et STIGLITZ, J. (1988). — « Financial Market Imperfections and Business Cycles », *NBER Working Paper*, n° 2494, janvier.
- HODRICK, R. J. et PRESCOTT, E. C. (1980). — « Postwar Business Cycles: An Empirical Investigation », Discussion Paper 451, *Carnegie-Mellon University*.
- HUDSON, J. (1986). — « An Analysis of Company Liquidations », *Applied Economics*, 18, février, pp. 219-235.
- KYDLAND, F. E. et PRESCOTT, E. C. (1990). — « Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth », Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, Spring, pp. 3-18.
- MALÉCOT, J. F. (1984). — « La mesure empirique des coûts de la faillite : une note », *Finance*, octobre 1984, vol. 5, n° 2, pp. 209-219.
- MARCO, L. (1984 a). — « Le flux économique des faillites en France (1820-1983). Essai sur la mortalité des entreprises », Thèse d'État, *Université de Paris-I*.
- MARCO, L. (1984 b). — « Les défaillances d'entreprises et la crise en France (1974-1983) », *Revue d'Économie Politique*, n° 5, pp. 676-87.
- MODIGLIANI, F. et COHN, R. (1979). — « Inflation, Rational Valuation and the Market », *Financial Analysts Journal*, mars-avril, pp. 24-44.
- NELSON, C. R. et PLOSSER, C. I. (1982). — « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, Some Evidence and Implications », *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.
- PESARAN, M. H. et PESARAN, B. (1987). — « *Data. Fit Version 2.0* », Oxford University.
- POTERBA, J. et SUMMERS, L. (1986). — « The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations », *American Economic Review*, 76, décembre, pp. 1142-1151.
- REMOLONA, E. M. (1990). — « Understanding International Differences in Leverage Trends », Federal Reserve Bank of New York, *Quarterly Review*, Spring 1990, pp. 31-42.
- SHEPARD, L. (1984). — « Personal Failures and the Bankruptcy Reform Act of 1978 », *Journal of Law and Economics*, 27, octobre, pp. 419-437.
- SHILLER, R. (1981). — « Do Stock Prices Move too much to be justified by subsequent changes in dividends? », *American Economic Review*, 71, juin, pp. 421-436.
- SIMMONS, P. (1989). — « Bad Luck and Fixed Costs in Personal Bankruptcies », *Economic Journal*, 99, mars, pp. 92-107.
- TAYLOR, M. T. (1986). — « From the General to the Specific: the Demand for M2 in three European Countries », *Empirical Economics*, vol. 11, pp. 243-261.

- VAN HORNE, J. C. (1976). — « Optimal Initiation of Bankruptcy Proceedings by Debt Holders », *Journal of Finance*, 31, juin, pp. 897-910.
- WADHWANI, S. (1986). — « Inflation, Bankruptcy, Default Premia and the Stock Market », *Economic Journal*, mars, pp. 120-138.