

L'endettement des entreprises industrielles françaises et allemandes : des évolutions distinctes malgré des déterminants proches

Élizabeth Kremp et Elmar Stöss*

Entre 1987 et 1995, les taux d'endettement des entreprises industrielles françaises et allemandes présentent deux différences importantes. Au cours de cette période, ce taux connaît une forte baisse en France alors qu'il est relativement stable en Allemagne. Le taux d'endettement diffère peu selon la taille de l'entreprise en France, tandis que les écarts sont significatifs entre celui des petites entreprises allemandes et les plus grandes qui ont un endettement nettement plus faible.

Au-delà de ces différences, qui peuvent s'expliquer par un contexte institutionnel distinct, une analyse économétrique des déterminants microéconomiques du comportement d'endettement des entreprises françaises et allemandes met, cependant, en évidence une grande similitude de ces déterminants à court terme dans les deux pays. Ainsi, les entreprises en forte croissance ont des besoins de financement externe importants, ce qui implique une corrélation positive entre le niveau d'endettement et la croissance. En revanche, la corrélation est négative entre le profit et la dette si l'on considère que les entreprises préfèrent s'autofinancer, notamment pour les plus petites d'entre elles qui accéderaient plus difficilement aux capitaux extérieurs. Le coût de financement a aussi un impact négatif sur la dette, et, dans les deux pays, l'effet est plus fort pour les grandes entreprises qui sont plus sensibles au coût de la dette puisqu'elles ont davantage de possibilités de financement.

* Au moment de la rédaction de cet article, Élizabeth Kremp faisait partie de L'Observatoire des entreprises de la Banque de France et Elmar Stöss du Centre de recherche de la Bundesbank.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les principales sources de financement des entreprises industrielles en France et en Allemagne diffèrent largement, notamment en matière de fonds propres, de dettes et de provisions pour risques et charges. Les entreprises françaises ne recourent qu'aux fonds propres et aux fonds empruntés alors que les entreprises allemandes utilisent ces trois sources de financement dans des proportions variant selon leur taille. Ainsi, les structures financières des firmes françaises sont plus homogènes que celles de leurs homologues ouest-allemandes (1).

Les entreprises françaises ont sensiblement amélioré leur situation financière à la fin des années 80 et durant la première moitié de la décennie 90 en augmentant de manière significative leur niveau de fonds propres (CNCT, 1998 ; Demartini et Kremp, 1998) tandis que les structures de financement des entreprises ouest-allemandes sont restées plus ou moins stables durant cette période.

Une importante littérature, théorique et empirique, est consacrée à l'examen des déterminants de la structure du capital (2). Différentes approches, conduisant à une longue liste de variables explicatives, ont été développées sans fournir de réponse unique. Jusqu'à une période récente, les études empiriques ont surtout porté sur des entreprises américaines et peu d'études comparatives européennes existaient (3). Pour la France et l'Allemagne, cinq études publiées ont été considérées (4). Trois se consacrent à un seul des deux pays et deux sont internationales. Les résultats varient beaucoup d'une étude à l'autre, car elles portent sur des périodes, des définitions de variables, des méthodologies et des types d'entreprises différents.

Comparer les déterminants microéconomiques du comportement d'endettement des entreprises françaises et allemandes sur une même période suppose d'avoir un nombre suffisant d'entreprises, des grandes mais aussi des petites et des moyennes, et d'accorder une grande attention à la construction et à l'harmonisation des données et des définitions de variables, et aux techniques économétriques utilisées pour tester la fiabilité des résultats.

Un contexte fiscal et législatif différent

L'évolution des fonds propres dans les entreprises des deux pays a été fortement influencée par le mode d'affectation des résultats lié à des dispositions fiscales (Sauvé et Scheuer, 1999). En France, les taux d'imposition des bénéfices ont été régulièrement réduits, créant par conséquent un écart important entre le taux d'imposition maximum sur le revenu et celui sur les bénéfices mis en réserve. De plus, la capitalisation directe des bénéfices dans l'entreprise y a été particulièrement attrayante. En Allemagne, les réductions des taux de l'impôt sur les sociétés ont été plus tardives qu'en France, la partie des bénéfices mise en réserve a été davantage imposée que la part distribuée, et, contrairement à ce qui se produisait en France, le faible écart entre le taux d'imposition sur les bénéfices mis en réserve et le taux maximum de l'impôt sur le revenu n'a pas incité fortement les entreprises allemandes à améliorer la structure de leur capital.

Au cours de la période étudiée, le système de financement des entreprises françaises est souvent caractérisé par une nette désintermédiation bancaire, en faveur d'un accroissement du financement par appel au marché (CNCT, 1998). En revanche, le système de financement des entreprises allemandes distingue très nettement le secteur des PME et celui des grandes entreprises. Les entreprises accèdent à ces sources de financement avec des modalités différentes selon leur taille. Elles les utilisent et les combinent entre elles également de manière différente. Les exigences des créanciers sont prises en compte par la loi sur la faillite et la loi régissant les biens, cette dernière permettant une vaste mobilisation des actifs du bilan pour couvrir le risque de crédit. De ce fait, il est courant que les banques allemandes se transmettent elles-mêmes, par le biais d'une cession générale, le montant total des créances à recevoir (Sauvé et Scheuer, 1999).

1. Cet article est une version révisée d'une partie d'un travail commun à la Banque de France et à la Bundesbank : *Corporate Finance in Germany and in France*, édité par Sauvé et Scheuer (1999). Une première partie de ce travail décrit, en détail, le contexte législatif et fiscal des deux pays.

2. Cf. par exemple, Harris et Raviv (1991), Bourdieu et Collin-Sédillot (1993), Rajan et Zingales (1995), Biais, Hillion et Malécot (1995).

3. Cf. par exemple, Michaelas, Chitenden et Poutziouris (1998), Schwiete et Weigand (1997), Ramb (1997).

4. Cf. Kremp, Stöss et Gerdesmeier, dans Sauvé et Scheuer (1999), pour un survey détaillé de cette littérature empirique.

Structure du capital et endettement des entreprises : un point théorique

Dans l'hypothèse de marchés de capitaux parfaits, le fameux théorème de Modigliani et Miller s'applique : la structure du capital est arbitraire et il n'existe aucune variable explicative. Toutefois, si l'on admet l'existence d'imperfections, tels les coûts de faillite ou l'asymétrie de l'information, la question qui se pose immédiatement est de savoir quels sont les déterminants de l'endettement des entreprises. La littérature empirique internationale relative à ces déterminants se caractérise par le fait que les auteurs ne testent pas un modèle théorique précis mais présentent une succession d'hypothèses relatives à différentes théories sur la structure du capital : théorie du coût d'accès, théorie de la hiérarchie des sources de financement et de l'asymétrie de l'information, rôle de la fiscalité, coûts de faillite, coûts d'agence, et théorie du signal. On obtient ainsi une longue liste de déterminants potentiels, dont les signes peuvent varier d'une théorie à l'autre (cf. encadré 1). Le modèle estimé dans ce

travail sur le taux d'endettement permet de tester la validité des différentes hypothèses. Les explications alternatives proposées par cette littérature sont résumées dans le tableau 1. On ne présente que les déterminants pour lesquels des approximations peuvent être calculées à partir des données disponibles dans les deux pays (cf. encadré 2).

Taille et taux de croissance de l'entreprise : un effet incertain

D'un côté, les grandes entreprises ont plus facilement accès aux marchés financiers internationaux que les petites. L'endettement devrait alors être une fonction décroissante de la taille. D'un autre côté, lorsqu'elles décident de réduire leurs concours, les banques pourraient être davantage incitées à limiter d'abord les prêts à leurs petits clients, compte tenu de l'asymétrie d'information. Dans ce cas, on peut s'attendre à un endettement croissant avec la taille.

Encadré 1

UN BREF APERÇU SUR LES THÉORIES DE LA STRUCTURE DU CAPITAL

L'article fondateur sur la structure du capital de Modigliani-Miller (1958) établit que dans un contexte simplifié (marché financiers parfaits, absence de fiscalité, absence de conflits d'objectifs entre les différents partenaires de l'entreprise), le mode de financement n'a pas d'influence sur le coût des ressources mobilisées. Les structures de capital sont distribuées de façon aléatoire entre les entreprises.

De nombreux articles théoriques ont remis en cause les hypothèses conduisant à un tel résultat (cf. tableau 1). Un bref aperçu en est donné ici.

- La théorie du signal

Le financement d'un investissement par recours au crédit peut être interprété comme un signal de bonne gestion et de bonne santé de l'entreprise. La firme signale ainsi qu'elle est capable de supporter un endettement élevé sans risque de défaillance.

- L'asymétrie d'information et la théorie de la hiérarchie des financements

Des asymétries d'information entre les différents partenaires de la firme (actionnaires, créanciers, dirigeants) existent. Ces derniers ont une information privilégiée sur la situation et les perspectives de l'entreprise. Ces asymétries peuvent conduire les entreprises à hiérarchiser leurs modes de financement pour conserver leur indépendance, en préférant avoir recours d'abord à l'autofinancement, puis à la dette et en dernier aux fonds propres.

- L'asymétrie d'information et les coûts d'accès aux marchés des capitaux

Il existe des coûts de mobilisation des ressources propres et des coûts d'accès aux marchés boursiers plus élevés pour les petites entreprises que pour les grandes. De ce fait, les plus petites entreprises ont tendance à s'endetter plus que les grandes.

- L'asymétrie d'information et les coûts d'agence

Une façon de réduire l'asymétrie d'information et les coûts d'agence qui lui sont associés est d'augmenter la participation des institutions bancaires dans le capital de l'entreprise ou des sociétés affiliées.

- L'asymétrie d'information et les conflits d'objectifs

La répartition du financement entre fonds propres et endettement est aussi conditionné par les conflits d'intérêt entre les différents acteurs. Ainsi, le mode de répartition des profits incite les actionnaires à avoir une attitude plus risquée que souhaitable du point de vue des créanciers. De la même façon, les choix d'investissement des dirigeants peuvent correspondre à des objectifs personnels, plutôt qu'à des objectifs optimaux pour l'entreprise. Ces choix peuvent conduire à un surinvestissement.

- Coûts de la faillite

La probabilité de défaillance est plus importante pour les petites entreprises et pour les entreprises dont les profits sont plus volatiles. Elle augmente aussi avec le niveau d'endettement.

Tableau 1
Impact de certains facteurs sur l'endettement selon différentes théories relatives au financement des entreprises

	Principales contributions	Taille de l'entreprise	Croissance	Impôts	Garanties - Collatéral	Prêts des sociétés affiliées	Dettes commerciales	Volatilité du profit	Rentabilité
Modigliani-Miller	Modigliani et Miller (1958)			Structure arbitraire du capital : pas de déterminant					
Impôts	Miller (1977)			Absence de Corrélation					
Coûts de faillite	Stiglitz (1969)	Approximation de probabilité de défaillance : positif			Approximation des dettes garanties : positif			Approximation de risque de faillite : négatif	
Théorie du coût d'accès	(1)	Approximation de coûts d'accès : négatif							
Coûts d'agence	Jensen et Meckling (1976)		Approximation d'augmentation des coûts d'agence : négatif		Approximation de diminution des coûts d'agence : positif	Approximation de diminution des coûts d'agence : positif			
Asymétrie d'information et coûts de signalement	Ross (1977) Leland et Pyle (1977)		Approximation d'attentes de bénéfices : positif		Approximation de signal positif : positif	Approximation de bonne performance : positif	Approximation pour signal positif : positif	Approximation d'information privée : négatif	Approximation de bonnes nouvelles : positif
Asymétrie d'information et théorie de la hiérarchie des préférences	Myers et Majluf (1984) Myers (1977, 1984)		positif					Approximation d'accès aux fonds : positif	Approximation d'autofinancement : négatif
1. Pas d'auteur principal recensé. La méthode peut être dérivée de la théorie de la hiérarchie des préférences (Myers, 1984).									

Des entreprises en forte croissance connaissent un accroissement de leur besoin de financement externe, ce qui implique une corrélation positive entre ratio d'endettement et croissance. Cependant, la dynamique de la croissance interne peut accroître les coûts d'agence parce que ces firmes sont difficiles à contrôler. Les créditeurs peuvent alors adopter une attitude plus précautionneuse et le ratio d'endettement devrait alors diminuer.

Le rôle positif des garanties

Lorsque l'information est asymétrique entre les entreprises et les banques, les coûts d'agence du créancier (la banque) peuvent être réduits si l'entreprise transmet les signaux nécessaires. Les garanties, souvent appelés « collatéral », peuvent constituer un tel signal qui diminue le risque d'aléa moral. L'approvisionnement en crédit bancaire et la valeur de la garantie devraient être affectés d'une corrélation positive.

Valeur de l'entreprise, rentabilité et endettement : des relations parfois contradictoires

Une valeur élevée de la firme et une forte rentabilité fournissent au bailleur de fonds potentiel de plus grandes garanties et peuvent s'interpréter comme une probabilité plus forte d'obtenir le remboursement de la dette. Une corrélation positive entre le taux d'endettement et la rentabilité en découle. Une autre

approche, fondée sur les asymétries d'information et sur la théorie de la hiérarchie des sources de financement, établit que les entreprises préfèrent se financer en priorité par autofinancement, puis par dette et enfin par fonds propres (émission d'actions nouvelles), entre autres pour conserver leur indépendance. On peut alors s'attendre à une relation négative entre les profits et le niveau d'endettement. Certains auteurs suggèrent que l'hypothèse de la hiérarchie des préférences s'appliquerait plutôt aux petites entreprises, le coût relatif de l'endettement et/ou des capitaux extérieurs étant plus élevé pour elles (Rosenwald, 1998).

La volatilité des profits comme appréciation du risque

Compte tenu des problèmes d'aléa moral et de sélection adverse que les banques doivent prendre en compte en tant que bailleurs de fonds, une forte volatilité des profits (souvent utilisée comme mesure du risque) peut conduire à une probabilité accrue de défaillance, suggérant une corrélation négative entre le ratio d'endettement et le risque. Contrastant avec cette approche traditionnelle, on trouve des arguments démontrant l'incidence positive que le risque peut avoir sur le ratio d'endettement. Les firmes à risque plus élevé peuvent aussi avoir une stratégie de surinvestissement que les créanciers ont du mal à déceler du fait de l'asymétrie d'information entre prêteurs et emprunteurs et la volonté de réduire les coûts d'agence. De plus, les créanciers peuvent être enclins ou tenus de continuer à

Encadré 2

CARACTÉRISTIQUES DES ÉCHANTILLONS

L'étude est fondée sur l'analyse des bilans et comptes annuels des entreprises de l'industrie manufacturière constituées sous forme de sociétés anonymes et de SARL ; les informations sont issues des bases de données de la Banque de France (échantillon des entreprises adhérant, sur la base du volontariat, à la Centrale de bilans) et de la Banque fédérale d'Allemagne.

Un critère de taille fondé sur les effectifs plutôt que sur le chiffre d'affaires

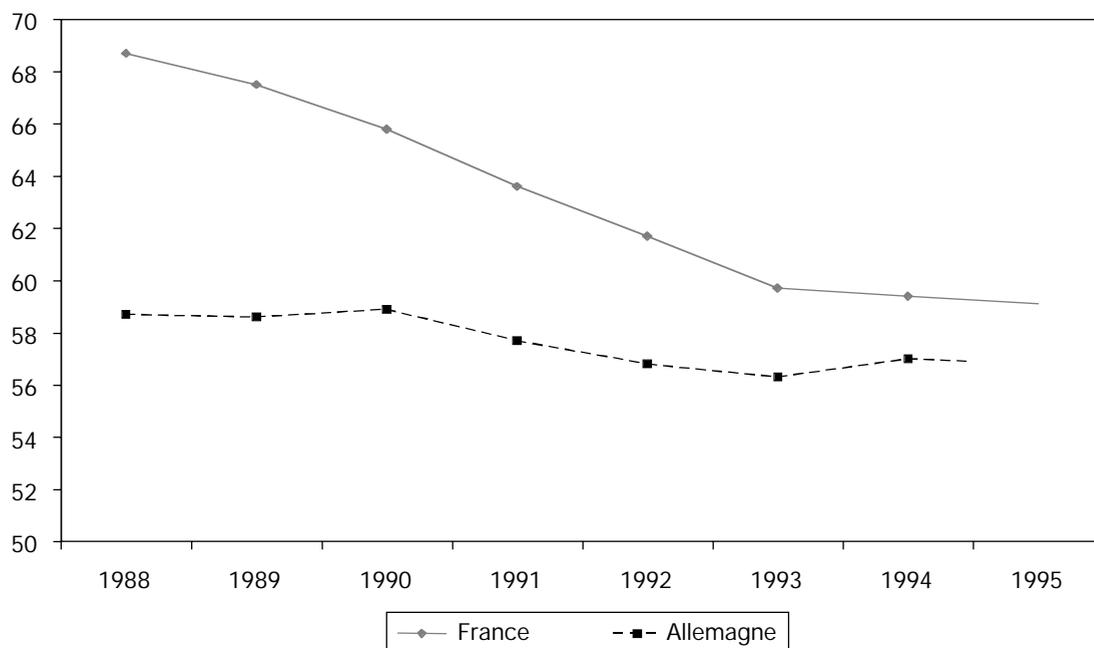
L'échantillon de la Banque de France compte près de 15 000 entreprises, et celui de la Banque fédérale d'Allemagne un peu plus de 9 000 entreprises de la partie occidentale de ce pays. Afin de bien cerner le comportement financier des firmes, les échantillons

ont été analysés selon un critère de taille fondé sur les effectifs. Ce critère semble mieux convenir pour une analyse à long terme qu'une répartition établie en fonction du chiffre d'affaires, dans la mesure où il est moins sensible aux évolutions conjoncturelles de l'activité économique et de l'inflation dans les deux pays. Cinq et six tranches de taille ont été définies. On distingue en France les entreprises de 0 à 9 salariés de celles de 10 à 19 salariés, alors qu'elles sont regroupées en Allemagne, puis les classes sont de 20 à 99, de 100 à 499, de 500 à 1 999 et la dernière de plus de 2 000 salariés.

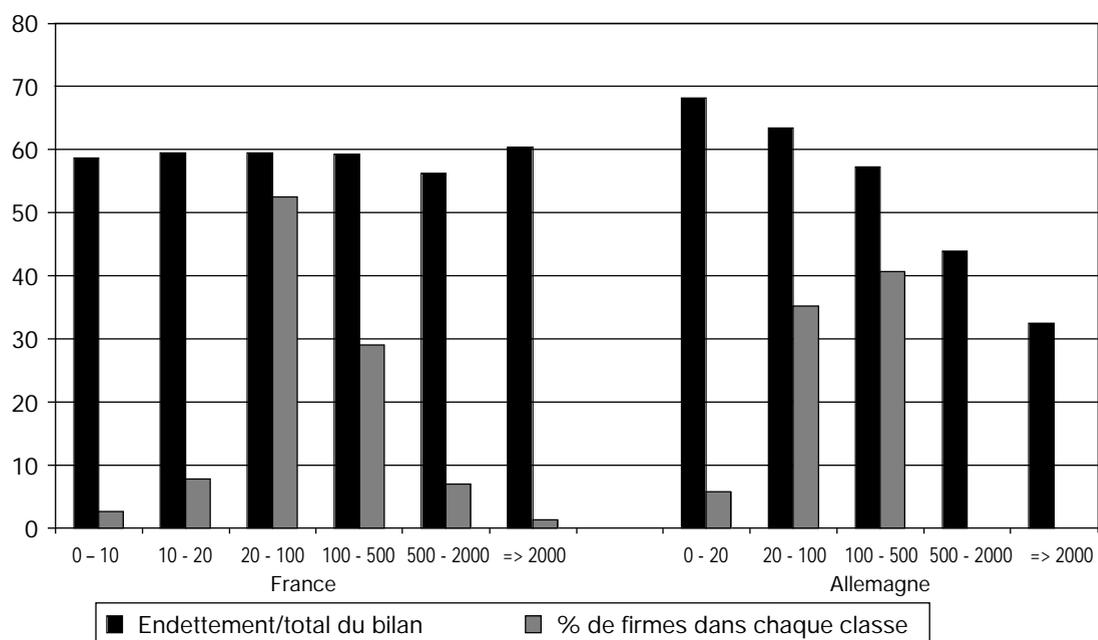
L'analyse économétrique est fondée sur l'examen d'un échantillon cylindré sur l'ensemble de la période, réduisant ainsi, dans une large mesure, les problèmes techniques de spécification du modèle d'estimation retenu pour expliciter le taux d'endettement.

Graphique I
Endettement/Total du bilan

A - Toutes tailles confondues



B - Par classe de taille en 1995*



* Moyennes non pondérées sur les échantillons cylindrés et nettoyés (cf. tableaux 5 et 6).
 Source : Banque de France et Deutsche Bundesbank.

financer les firmes à risque dans l'espoir d'éviter la faillite, en particulier dans le cas des grandes entreprises.

Les coûts de financement, un facteur important

Le coût de financement des investissements, qui semble un déterminant important de la dette d'une entreprise, est peu mentionné dans les analyses sur la structure du capital. Une augmentation des coûts de financement devrait inciter une entreprise à réduire son endettement et à se financer par ses fonds propres. Les grandes entreprises, ayant accès à plus de possibilités de financement, seraient plus sensibles au coût de la dette.

Enfin, en raison de l'absence d'information comparable disponible pour chacun des deux pays, des variables prenant en compte les impôts, le système bancaire, les dépenses de recherche et développement, la structure de détention du capital ou la forme juridique n'ont pas pu être prises en compte. Il faut néanmoins souligner que certains de ces déterminants varient peu dans le temps et sont intégrés de façon indirecte par la présence d'effets fixes dans le modèle d'estimation du taux d'endettement. D'autres variables, comme les impôts, sont en partie des variables macroéconomiques et sont introduites sous forme d'indicatrices temporelles.

Une évolution distincte du taux d'endettement en France et en Allemagne

Il est frappant de constater la différence d'évolution du ratio d'endettement des entreprises françaises et allemandes alors que ses déterminants microéconomiques sont relativement proches dans les deux pays. La moyenne non pondérée du taux d'endettement a reculé de près de 10 points au cours de la période 1987-1995 en France, alors que ce ratio est relativement stable en Allemagne (cf. graphique I).

En revanche, le taux de croissance du total de l'actif, le taux de croissance du chiffre d'affaires, le taux de profit et sa variabilité et la variable risque suivent les mêmes cycles d'activité dans les deux pays et sont plus instables au cours de la période que les ratios d'endettement (cf. encadré 3 et graphique II). Le taux d'intérêt calculé, qui représente le coût de financement et qui est établi uniquement à

partir des données de bilan, suit de près les mouvements de hausse et de baisse des taux du marché en Allemagne et en France.

La taille de l'entreprise : une distinction essentielle entre les deux pays

Les entreprises allemandes étudiées sont près de quatre fois plus grandes que les françaises : les effectifs moyens par entreprise sont respectivement de 829 salariés et 222 salariés (cf. tableau 2). Ce résultat s'explique essentiellement par la taille moyenne des entreprises de plus de 2 000 salariés en Allemagne (près de 10 000 salariés, contre 5 500 en France) et par le fait que l'échantillon allemand compte, en termes relatifs, davantage de grandes entreprises (cf. tableau 3).

L'endettement diminue fortement en fonction de la classe de taille des entreprises en Allemagne, mais pas en France (cf. graphique I-B). Le coût de financement peut être également corrélé à la taille, même si les taux d'intérêt moyens relevés pour les firmes allemandes des classes 2 et 3, d'une part, et 4 et 5, d'autre part, sont proches (cf. tableau 3). En revanche, on ne peut mettre en évidence une relation claire entre le profit et la taille : les grandes entreprises ne sont pas plus rentables que les petites. D'une manière plus générale, pour la plupart des déterminants microéconomiques et pour les deux pays considérés, il ne semble pas exister de relation évidente avec la taille. Néanmoins, le niveau de la variable « garanties » est beaucoup plus bas pour les plus grandes firmes allemandes.

Ainsi, la taille pourrait être un déterminant essentiel en Allemagne, tandis qu'en France, la forte décroissance du ratio d'endettement au cours du temps pour toutes les catégories de taille est la caractéristique marquante. Ces résultats sont confirmés par une analyse de la variance du ratio d'endettement (cf. encadré 4 et tableau 4). Cette décomposition montre que la dimension temporelle joue un rôle significatif en France (3,7 %, soit 14 % de la variance expliquée totale), alors que ce rôle est pratiquement négligeable en Allemagne (0,2 %). La taille, au contraire, apporte une très faible contribution au modèle en France (0,3 %), alors que celle-ci est essentielle en Allemagne (16,9 %) et représente à peu près la moitié de la variance expliquée totale. Enfin, parmi les variables explicatives, la hiérarchie est la même pour les deux pays : le profit apporte de

loin la plus grande contribution, ensuite les garanties et les coûts financiers, et enfin les variables de croissance et la variable risque.

Avant de recourir à des méthodes plus sophistiquées, une réécriture de ce modèle de base permet de savoir si la variation des ratios d'endettement à travers le temps diffère selon les catégories de taille en estimant un modèle en différences premières avec trois variantes : différentes indicatrices temporelles, une seule variable de tendance, une tendance temporelle différente suivant les classes de taille.

En France, les différentes indicatrices temporelles confirment que la diminution du taux d'endettement a déjà commencé au début de la période examinée ; la tendance temporelle est significative. Quand on laisse cette tendance varier selon la catégorie de taille, des tests

appropriés confirment qu'elle n'est pas significativement différente d'une tranche de taille à l'autre, c'est-à-dire que le désendettement au cours du temps n'est pas différent selon ces classes.

En Allemagne, ce qui n'est pas surprenant, les coefficients des indicatrices temporelles montrent que le désendettement au cours du temps est modeste et limité au début des années 90 et la tendance temporelle par classe de taille n'est pas significative.

La validation par l'économétrie

Ces résultats sont confirmés par l'utilisation de techniques économétriques plus sophistiquées. Plusieurs modèles d'estimation du taux d'endettement ont été testés et trois appro-

Encadré 3

DÉFINITIONS DES VARIABLES ET DES ÉCHANTILLONS POUR L'ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

Variable expliquée : le ratio d'endettement

Le ratio d'endettement est défini de la manière la plus générale possible et inclut les dettes commerciales. Le numérateur est égal à la somme des dettes à court et à long terme, sans les provisions. Le dénominateur est constitué par le total du bilan moins le capital non libéré, c'est-à-dire le total de l'actif. Certaines études empiriques comportent des définitions plus restrictives de l'endettement, par exemple le crédit bancaire. Ce type de procédure soulève la question de savoir si le crédit bancaire et les autres composantes de la dette peuvent être des substituts l'un à l'autre. Ces questions, qui semblent présenter un intérêt tout particulier pour la politique monétaire, n'entrent pas dans le cadre de cet article.

Variables explicatives

- La dynamique de croissance de l'entreprise est prise en compte en termes soit de croissance du total du bilan, soit de croissance du chiffre d'affaires ou encore de taux d'investissement, défini comme étant la variation des immobilisations corporelles par rapport au chiffre d'affaires.
- La garantie d'une entreprise est approximée par la somme des immobilisations corporelles et des stocks divisée par le total du bilan.
- Plusieurs définitions du profit sont possibles en théorie. Compte tenu des informations disponibles dans les deux pays, on a utilisé le profit net rapporté au total de l'actif, compris comme étant le retour sur investissement.

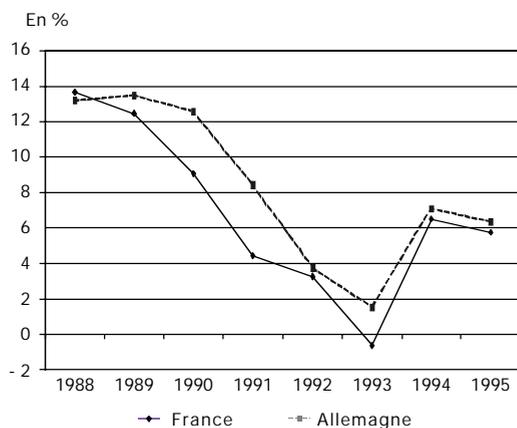
- Le risque est mesuré par la différence relative au carré entre le profit d'une entreprise donnée (profit net/chiffre d'affaires) et le profit moyen de toutes les firmes disponibles.
- Le coût de financement est défini comme les dépenses d'intérêt divisées par les dettes financières et peut être interprété comme étant le taux d'intérêt propre à l'entreprise.

Constitution des échantillons pour l'analyse économétrique

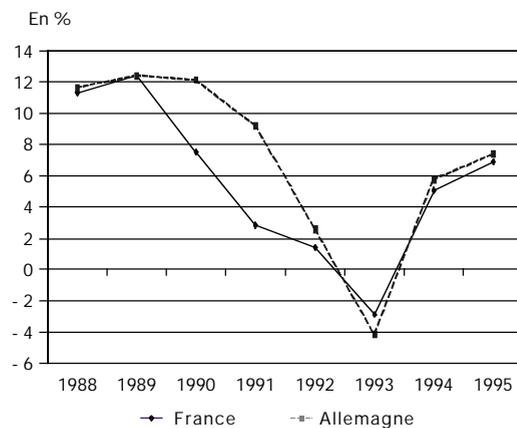
Les firmes sans effectifs ou dotées de fonds propres négatifs ont été écartées du champ de l'étude économétrique. Ensuite, les entreprises dont les observations se situent hors de l'intervalle défini par les premier et troisième quartiles, plus ou moins cinq fois l'écart interquartile, ont été exclues pour les ratios : investissements nets/chiffre d'affaires, autofinancement/chiffre d'affaires, bénéfice net/total de l'actif, intérêts payés/dettes financières et risque. Pour les variables en taux de croissance (total du bilan, chiffre d'affaires, actifs corporels et taux d'investissement), les mêmes règles de sélection sur les queues de distribution ont été appliquées aux deux pays après vérification de la distribution. Les estimations sont fondées sur des panels cylindrés, c'est-à-dire sur des échantillons d'entreprises présentes sur toute la période 1987-1995. En effet, la nécessité d'estimer le modèle en différences premières, pour prendre en compte les effets fixes inobservables, et d'utiliser ensuite des variables retardées comme instruments, impose que les entreprises soient présentes plusieurs années de suite. Les échantillons comprennent respectivement 2 899 entreprises françaises et 1 275 entreprises allemandes.

Graphique II
Évolution des déterminants microéconomiques*

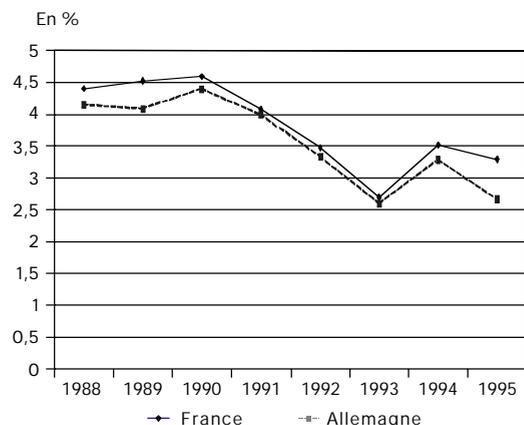
A - Croissance du total du bilan



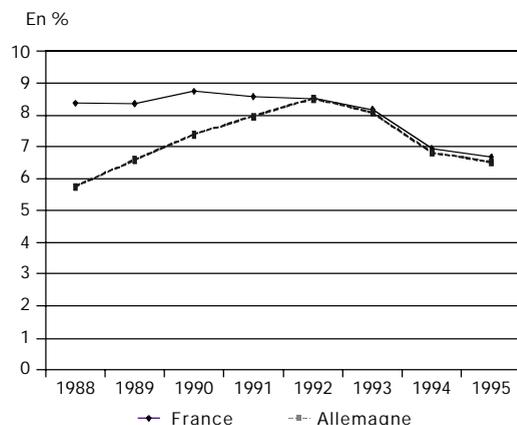
B - Croissance du chiffre d'affaires



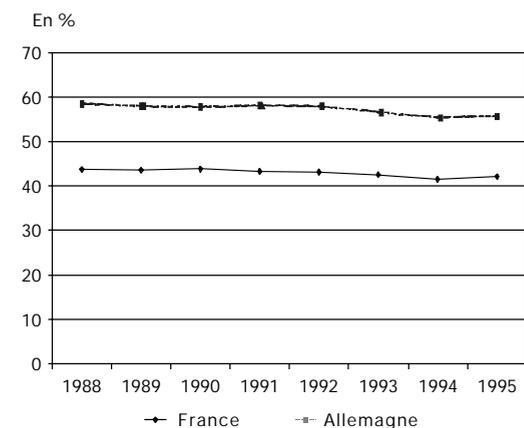
C - Profit



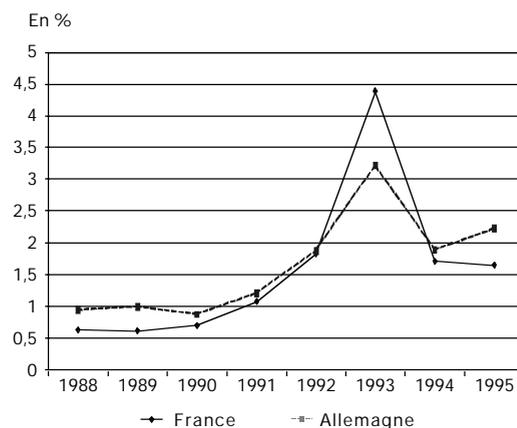
D - Coût de financement



E - Garanties



F - Risque



* Moyennes non pondérées sur les échantillons cylindrés et nettoyés (cf. tableau 2).
Sources : Banque de France et Deutsche Bundesbank.

ches sont présentées (cf. encadré 4 et tableaux 5 et 6) (5). Trois enseignements peuvent être tirés de la première approche (modèle « exogène »).

Premièrement, le coefficient retardé ne peut être négligé, car il est un indicateur des coûts d'ajustement qui semblent jouer un rôle majeur dans la description du comportement d'endettement des entreprises françaises et allemandes. Les entreprises françaises paraissent s'ajuster plus lentement que les entreprises allemandes, quelle que soit la variable de croissance retenue.

Deuxièmement, la spécification basée sur le taux de croissance à long terme du total du bilan et celle basée sur le taux d'investissement fournissent pour les deux pays des résultats plus plausibles que lorsque la croissance est prise en compte par le taux de croissance du chiffre d'affaires. Les coefficients positifs de la variable « croissance » et de la variable « garanties » (qui peut être interprétée comme une approximation pour la dette sécurisée) valident l'approche de la

théorie du signal. Le coefficient plus élevé en Allemagne qu'en France pour la variable « garanties » est cohérent avec l'existence de la loi sur les faillites en Allemagne.

Enfin, l'influence négative attendue des coûts financiers met en relief la sensibilité de la demande de crédit des entreprises aux taux d'intérêt et le signe négatif de la variable de profit est conforme à la théorie de la hiérarchie du financement. Pour ces deux déterminants, quelle que soit la variable de croissance retenue, la relation entre les résultats pour la France et ceux pour l'Allemagne est la même, donnant quelque robustesse à ces résultats : à court terme, le coefficient de la variable « profit » est toujours légèrement plus fort en France qu'en Allemagne ; le coefficient de la variable « coût du crédit » est toujours plus faible en France qu'en Allemagne.

5. Cf. Kremp, Stöss et Gerdesmeier, dans Sauvé et Sheuer (1999), pour des résultats plus complets et la comparaison du modèle de base estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires à la méthode des moments généralisés présentée ici.

Tableau 2
Statistiques descriptives en 1995

	France (2 899 firmes)			Allemagne (1 275 firmes)		
	Moyenne (écart-type de la moyenne)	Min	Max	Moyenne (écart-type de la moyenne)	Min	Max
Effectifs	222 (20,2)	1	41 635	829 (176,1)	3	167 200
Endettement total/total du bilan	59,14 (0,31)	8,7	98,6	56,81 (0,59)	4,9	98,4
Croissance du total du bilan	5,74 (0,27)	- 44,2	113 (0,50)	6,34	- 59,8	187,5
Croissance du chiffre d'affaires	6,89 (0,29)	- 58,6	160,9	7,35 (0,43)	- 50,3	126,0
Investissements en actifs corporels/ chiffre d'affaires	3,24 (0,06)	0	21,1	na		
Variation des immobilisations/ chiffre d'affaires	0,26 (0,05)	- 16,2	17,3	0,19 (0,11)	- 11,7	70,0
Actifs corporels/total du bilan	17,47 (0,20)	0,2	70,2	24,68 (0,46)	0,1	85,2
Actifs corporels plus stocks/ total du bilan	42,11 (0,29)	0,3	93,0	55,66 (0,47)	3,4	98,9
Bénéfice net/total du bilan	3,29 (0,08)	- 19,5	23,2	2,66 (0,14)	- 16,2	26,4
Intérêts payés/dettes financières	6,68 (0,08)	0	32,8	6,50 (0,09)	0	30,6
Mesure du risque (bénéfice net/ chiffre d'affaires)	1,65 (0,06)	0	20,52	2,22 (0,10)	0	19,8

Sources : Banque de France et Deutsche Bundesbank.

Le modèle « endogène », dont deux variantes sont présentées, donne des coefficients estimés avec beaucoup moins de précision. Le coefficient négatif de la variable profit reste le résultat le plus robuste, confirmant l'interprétation de la théorie de la hiérarchie des financements. Les variables « garanties » et « coûts de financement » ne sont plus significatives. En revanche, la variable « risque » devient significative avec un coefficient positif.

Admettre que toutes les variables explicatives sont endogènes se traduit par une perte très nette de la précision du modèle, et il n'y a pas d'indication claire que ce modèle doive être préféré. C'est pourquoi le dernier modèle est un modèle de compromis et suppose l'endogénéité de deux variables seulement : « garanties » et « risque ». Des erreurs de mesure sur certaines variables explicatives sont aussi un argument pour tester un tel modèle.

Tableau 3
Répartition des entreprises et statistiques descriptives par classe de taille en 1995
(Moyenne et écart-type de la moyenne)

Classe de taille selon les effectifs	Classe 0 0 - 10	Classe 1 10 - 20	Classe 2 20 - 100	Classe 3 100 - 500	Classe 4 500 - 2 000	Classe 5 => 2 000
France						
Nombre d'entreprises (% du total)	76 2,6	224 7,7	1519 52,4	841 29,0	201 6,9	38 1,3
Effectifs	7,8 (0,4)	15,5 (0,4)	51 (0,7)	214 (4,1)	859 (29,7)	5 479 (1 246)
Endettement/ total du bilan	58,6 (2,3)	59,4 (1,2)	59,4 (0,4)	59,2 (0,6)	56,2 (1,0)	60,3 (2,6)
Croissance du total du bilan	4,1 (2,6)	6,7 (0,1)	5,9 (0,4)	5,3 (0,5)	5,9 (1,0)	4,5 (1,5)
Croissance du chiffre d'affaires	4,9 (2,2)	6,5 (1,2)	6,9 (0,4)	7,4 (0,5)	6,0 (0,9)	5,4 (1,7)
Garanties	43,3 (2,6)	40,6 (1,3)	42,1 (0,4)	42,6 (0,5)	41,0 (1,0)	41,2 (2,4)
Profit	3,2 (0,7)	3,5 (0,3)	3,1 (0,1)	3,4 (0,2)	3,6 (0,3)	4,3 (0,6)
Coût de financement	7,0 (0,7)	6,7 (0,3)	7,1 (0,1)	6,3 (0,1)	5,1 (0,3)	4,4 (0,4)
Mesure du risque	2,0 (0,7)	1,4 (0,2)	1,6 (0,1)	1,6 (0,1)	2,0 (0,3)	1,9 (0,4)
Allemagne						
Classe de taille selon les effectifs	ND	Classe 1 1 - 20	Classe 2 20 - 100	Classe 3 100 - 500	Classe 4 500 - 2 000	Classe 5 => 2 000
Nombre d'entreprises (% du total)		73 5,7	449 35,2	518 40,6	153 12,0	82 6,4
Effectifs		14,5 (1,0)	55 (1,3)	213 (4,3)	883 (31,4)	9 586 (2 559,6)
Endettement/ total du bilan		68,1 (2,4)	63,4 (0,9)	57,2 (0,9)	43,8 (1,4)	32,4 (1,9)
Croissance du total du bilan		6,4 (3,2)	8,1 (0,9)	5,5 (0,7)	5,2 (1,2)	4,3 (1,1)
Croissance du chiffre d'affaires		7,9 (2,4)	8,0 (0,8)	7,0 (0,7)	6,5 (0,9)	7,1 (1,4)
Garanties		56,1 (2,5)	56,0 (0,8)	58,0 (0,7)	53,4 (1,3)	43,0 (1,6)
Profit		2,0 (0,5)	2,8 (0,2)	2,4 (0,2)	3,1 (0,4)	3,6 (0,5)
Coût de financement		8,0 (0,5)	6,8 (0,2)	6,5 (0,1)	5,4 (0,2)	5,8 (0,5)
Mesure du risque		1,5 (0,3)	1,9 (0,1)	2,4 (0,2)	3,0 (0,3)	2,2 (0,4)

Sources : Banque de France et Deutsche Bundesbank.

ANALYSE DE LA VARIANCE ET MODÈLE D'ESTIMATION

Les données disponibles sur les entreprises sont une combinaison d'informations en coupe et sur plusieurs années. Une équation d'endettement fondée sur un tel ensemble de données peut être estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires, ce qui suppose que tous les paramètres sont identiques pour toutes les firmes. Toutefois, cette technique peut être biaisée si l'hétérogénéité inhérente des firmes est négligée. Les tests appropriés montrent habituellement que les modèles à effets fixes fournissent un meilleur ajustement. Ces modèles prennent explicitement en considération les différences entre les firmes.

L'analyse de la variance

L'analyse de la décomposition de la variance pour les deux pays est faite en utilisant un simple modèle statique en niveau comportant des variables muettes relatives à l'année et à la taille mais sans variable muette relative à la firme. Le modèle présente la forme suivante :

$$y_{it} = \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 x_{4it} + \beta_5 x_{5it} + \alpha_j + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N, \quad j = 0 \text{ à } 5 \text{ et } t = 1, \dots, T$$

y_{it} est la variable endogène, soit ici le ratio d'endettement pour la firme i et l'année t .

x_{1it}, \dots, x_{5it} sont les variables exogènes telles qu'elles ont été définies dans l'encadré 2 : la croissance du total du bilan, les garanties, les profits par rapport au total des actifs, les coûts de financement et la mesure du risque.

Le terme d'erreur u_{it} est ici décomposé en trois composantes :

- un effet de taille α_j (variable muette équivalente pour chaque firme i appartenant à la même catégorie de taille j),
- un effet année λ_t (inclusion d'indicatrices temporelles),
- ε_{it} pour le résidu.

Il est aussi possible d'introduire un effet croisé taille x année. Cette analyse permet de mesurer la contribution d'un certain nombre de facteurs, appelés variables explicatives, à l'explication de la variance totale d'une variable, dite expliquée. Elle est utilisée ici notamment pour déterminer l'influence de la taille et de la dimension temporelle sur le niveau de la dette des entreprises.

Un modèle d'estimation dynamique

Le modèle estimé pour déterminer les coefficients des différents déterminants micro-économiques est un modèle dynamique, en différences premières, afin d'éliminer les effets fixes. Il est de la forme :

$$y_{it} = \beta_0 y_{it-1} + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 x_{4it} + \beta_5 x_{5it} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N \text{ et } t = 1, \dots, T$$

L'introduction de la variable retardée soulève la question de la simultanéité de cette variable avec l'erreur résiduelle (Nickel, 1981). Pour surmonter ce problème et prendre en compte d'autres difficultés liées aux éventuelles erreurs de mesure des régresseurs, aux problèmes d'hétéroscédasticité, de corrélation temporelle des erreurs, la méthode dite des moments généralisés (MMG) est appliquée (Mairesse et Hall, 1996). Elle utilise comme instruments les niveaux des variables retardées de la variable endogène, mais aussi, éventuellement, des autres variables explicatives. Différents modèles ont été testés pour déterminer le jeu d'instruments le plus adéquat (nombre de retards et hypothèses sur les variables expliquées considérées comme endogènes au modèle, et devant, de ce fait, être aussi instrumentées).

Le premier modèle appelé « exogène » repose sur l'hypothèse que tous les régresseurs sont exogènes et calculés sans erreurs de mesure. Seule la variable retardée d'endettement (en différences premières) est instrumentée par ses propres retards en niveaux. Cette hypothèse est quelque peu extrême. Deux autres variantes du modèle sont donc testées. L'une consiste à supposer que toutes les variables sont endogènes ou soumises à des erreurs de mesure et que, de ce fait, elles doivent toutes être instrumentées par leurs retards (modèle « endogène »), l'autre que seules les variables « garanties » et « risque » sont peut-être déterminées de façon simultanée ou avec erreur et doivent être instrumentées (modèle « mixte »).

Le modèle « mixte » donne des résultats plus satisfaisants. Toutes les variables ont des coefficients significatifs, avec des signes qui sont bien expliqués par les différentes théories en jeu. Cependant, ce modèle ne fournit pas de résultats plausibles pour la France quand le taux d'investissement est retenu comme variable de croissance, puisque le coefficient d'ajustement est supérieur à l'unité. La variable « garanties » est peu significative en Allemagne, alors qu'elle l'est en France, ce qui semble contradictoire avec le rôle des garanties dans les deux pays en cas de faillite. La précision des estimations est aussi plus faible que dans le modèle « exogène ».

Des estimations identiques par tranche de taille

La nécessité d'étudier spécifiquement le comportement des entreprises suivant leur taille est déjà apparue dans l'analyse descriptive. Les résultats du modèle « exogène » sont présentés dans le tableau 7. D'un côté, l'estimation par classe de taille peut améliorer la précision avec une possible réduction de l'hétérogénéité entre les différentes entreprises. Mais, d'un autre côté, un problème délicat survient. Les propriétés de la méthode des moments généralisés reposent sur des échantillons de taille importante, ce qui ne peut pas être le cas pour toutes les classes de taille. En conséquence, les résultats basés sur des échantillons comportant moins de 100 entreprises doivent être interprétés avec précaution et ne sont pas commentés en détail ici.

Les entreprises françaises des différentes classes de taille font preuve d'un comportement stable et uniforme. La variable endogène retardée, les indicateurs de croissance, de profit et de coûts de financement ont le même signe pour les classes 1 à 4. Ces trois variables sont les principaux déterminants microéco-nomiques de l'endettement. Pour toutes les classes de taille, la théorie de la hiérarchie des coûts de financement sur l'endettement des entreprises semble confirmée. Les variables « garanties » et « risque » sont encore une fois délicates à interpréter. La variable « garanties » n'a un impact significatif sur la dette que pour les PME, mais le signe est positif, ce qui semble contre-intuitif. Enfin, il est intéressant de souligner que la sensibilité à court terme et à long terme d'une entreprise à son coût de financement augmente avec sa taille.

Pour les entreprises allemandes, la variable « garanties » est significative seulement pour les petites et moyennes entreprises. Ce résultat confirme le rôle des garanties comme signal auprès des banques. Comme dans le cas français, la réaction aux taux d'intérêt s'accroît avec la taille. De façon beaucoup plus claire qu'en France, la relation entre le profit et le ratio d'endettement en fonction de la taille des entreprises décrit une courbe en U à court terme. Mais ce constat n'est pas valide sur le long terme. Enfin, bien que les échantillons pour les plus petites et les plus grandes entreprises soient petits, les résultats pour les plus petites sont satisfaisants.

Tableau 4
Résultats de l'analyse de la variance

	France		Allemagne	
	Contribution de chaque variable en pourcentage de...			
	... variance totale	... variance expliquée	... variance totale	... variance expliquée
Dimension temporelle	3,7	14,0	0,2	0,5
Taille de l'entreprise	0,3	1,0	16,9	46,0
Effet croisé de la taille et de la dimension temporelle	0,1	0,2	0,1	0,2
Croissance du total du bilan	1,0	3,9	1,4	3,8
Garanties	2,4	9,2	6,0	16,4
Profit	14,8	57,6	8,8	24,0
Coût de financement	2,9	11,2	3,3	9,0
Mesure du risque	0,7	2,6	0,03	0,1
Variance expliquée totale	25,9	100,0	36,8	100,0

Tableau 5
Fonction d'endettement estimée en dynamique (1991-1995)

	France				Allemagne				
	Version 1 : croissance du total du bilan				Version 1 : croissance du total du bilan				
	Modèle 1 « Exogène »	Modèle 2 « Endogène »	Modèle 3 « Endogène »	Modèle 4 « Mixte »	Modèle 1 « Exogène »	Modèle 2 « Endogène »	Modèle 3 « Endogène »	Modèle 4 « Mixte »	
Endettement-1	0,854 *** (0,046)	0,796 *** (0,047)	0,773 *** (0,043)	0,870 *** (0,054)	0,869 *** (0,055)	0,492 *** (0,051)	0,499 *** (0,048)	0,545 *** (0,049)	Version 2 : croissance du chiffre d'affaires Modèle 1 « Exogène » 0,585 *** (0,055)
Croissance	0,189 *** (0,008)	0,317 *** (0,065)	0,311 *** (0,055)	0,195 *** (0,009)	0,057 *** (0,005)	0,176 (0,161)	0,161 ** (0,069)	0,136 *** (0,010)	-0,017 * (0,009)
Garanties	0,019 ** (0,009)	-0,048 (0,050)	-0,069 (0,047)	0,104 * (0,055)	-0,055 *** (0,012)	0,089 (0,138)	0,096 (0,089)	0,113 (0,088)	0,036 * (0,021)
Profit	-0,770 *** (0,022)	-0,806 *** (0,105)	-0,819 *** (0,094)	-0,715 *** (0,036)	-0,729 *** (0,024)	-0,595 ** (0,264)	-0,471 *** (0,130)	-0,625 *** (0,052)	-0,654 *** (0,046)
Coût de financement	-0,292 *** (0,028)	-0,002 (0,064)	-0,015 (0,055)	-0,297 *** (0,0366)	-0,745 *** (0,043)	-0,253 (0,327)	-0,113 (0,138)	-0,692 *** (0,064)	-1,046 *** (0,076)
Mesure du risque	0,020 (0,016)	0,188 (0,117)	0,254 *** (0,102)	0,156 * (0,097)	0,024 (0,017)	0,496 * (0,256)	0,688 *** (0,213)	0,628 *** (0,215)	-0,005 (0,040)
N	2 899	2 899	2 899	2 899	2 899	1 275	1 275	1,75	1 275
P and K	11 - 12	11 - 12	11 - 17	11 - 13	11 - 12	11 - 12	11 - 17	11 - 13	11 - 12
m1 P-value	0	0	0	0	0	0	0	0	0
m2 P-value	0,85	0,85	0,93	0,98	0,04	0,07	0,004	0,0003	0,012
Sargan	0,04	0,19	6,87	1,59	0,88	0,07	8,87	6,13	0,45
P-value	0,83	0,66	0,33	0,45	0,34	0,79	0,18	0,05	0,51
Sargan diff. M3-M2 [$\chi^2(5)$]			6,68				8,80		

N entreprises, P paramètres, K instruments, écarts-types robustes entre parenthèses. *, p <= 0,1, **, p <= 0,05, ***, p <= 0,01.

Tous les modèles sont estimés en différences premières et incluent des indicatrices temporelles. Les instruments sont en niveau.

Modèle 1, exogène : MMG, instruments : variable endogène retardée t-3 et t-4, autres variables explicatives exogènes.

Modèle 2, endogène : MMG, instruments : variable endogène retardée t-3 et t-4, autres variables explicatives retardées t-2

Modèle 3, endogène : MMG, instruments : variable endogène retardée t-3 et t-4, autres variables explicatives retardées t-2 et t-3

Modèle 4, mixte : MMG instruments : variable endogène retardée t-3 et t-4, mesure du risque retardée t-2 et t-3, Garanties retardée t-2, autres variables explicatives exogènes

Différence de Sargan (5 % level): $\chi^2(5) = 11,07$. Le premier modèle est rejeté si la différence de Sargan est supérieure à cette valeur.

Les principaux résultats en matière de comportement d'endettement sont résumés dans le tableau 8 pour le modèle dynamique estimé sur les deux échantillons, sans distinction de taille, avec comme variables de croissance celle relative au total du bilan et au taux d'investissement, qui fournissent les résultats les plus fiables.

Tout d'abord, les entreprises françaises et allemandes font état d'un comportement d'une similitude étonnante. Les mêmes variables sont significatives pour les deux pays avec les mêmes signes, et les différences entre les modèles estimés en fonction des hypothèses retenues sont très similaires. Ces résultats sont conformes à la théorie du signal pour les variables « croissance » et « garanties » et à la théorie de la hiérarchie des financements en ce qui concerne le rôle du profit. Ils confortent aussi l'opinion traditionnelle selon laquelle la

demande de crédit des entreprises dépend de son prix.

La taille et le temps sont les variables importantes où apparaissent les différences marquées dans le comportement d'endettement entre les deux pays. Une simple analyse de la variance montre que le temps est un déterminant essentiel en France, mais pas en Allemagne. Cela donne à penser que les facteurs macro-économiques, notamment l'incidence de la politique fiscale et la fin de ce que l'on appelle l'économie d'endettement en France, et qui ne peuvent être appréhendées par des variables microéconomiques, sont également responsables du comportement d'endettement des entreprises. À l'inverse, la taille est une variable explicative très importante uniquement pour l'Allemagne. Les petites entreprises allemandes dépendent davantage des fonds externes que les grandes, ce qui conforte la théorie du coût d'accès pour l'Allemagne.

Tableau 6
Fonction d'endettement estimée en dynamique avec le taux d'investissement comme variable de croissance (1991-1995)

	France				Allemagne			
	Version 3 : Taux d'investissement							
	Modèle 1 « Exogène »	Modèle 2 « Endogène »	Modèle 3 « Endogène »	Modèle 4 « Mixte »	Modèle 1 « Exogène »	Modèle 2 « Endogène »	Modèle 3 « Endogène »	Modèle 4 « Mixte »
Endettement-1	0,899 *** (0,055)	0,787 *** (0,053)	0,761 *** (0,047)	1,046 *** (0,088)	0,580 *** (0,052)	0,518 *** (0,064)	0,485 *** (0,053)	0,599 *** (0,054)
Croissance	0,370 *** (0,024)	- 0,104 (0,216)	- 0,084 (0,173)	0,112 ** (0,047)	0,265 *** (0,029)	0,454 ** (0,199)	0,291 * (0,173)	0,241 *** (0,039)
Garanties	- 0,151 *** (0,014)	0,086 (0,060)	0,086 (0,055)	0,439 *** (0,096)	0,005 (0,021)	0,223 ** (0,106)	0,139 (0,090)	0,181 ** (0,092)
Profit	- 0,702 *** (0,024)	- 0,341 *** (0,095)	- 0,342 ** (0,078)	- 0,533 *** (0,045)	- 0,675 *** (0,045)	- 0,348 * (0,061)	- 0,385 *** (0,133)	- 0,583 *** (0,055)
Coût de financement	- 0,625 *** (0,041)	0,103 (0,079)	0,027 (0,063)	- 0,914 *** (0,090)	- 0,964 *** (0,073)	0,150 (0,208)	0,027 (0,147)	- 0,979 *** (0,080)
Mesure du risque	0,020 (0,017)	0,014 (0,126)	0,045 (0,108)	0,064 (0,125)	0,009 (0,041)	0,610 ** (0,258)	0,706 *** (0,230)	0,642 *** (0,225)
N	2 899	2 899	2 899	2 899	1 275	1 275	1 275	1 275
P and K	11 – 12	11 – 12	11 – 17	11 – 13	11 – 12	11 – 12	11 – 17	11 – 13
m1 P-value	0	0	0	0	0	0	0	0
m2 P-value	0,47	0,18	0,18	0,21	0,03	0,61	0,29	0,09
Sargan	0,61	1,58	12,91	2,29	0,21	0,53	12,22	4,01
P-value	0,44	0,21	0,04	0,32	0,65	0,47	0,06	0,15
Sargan différence M3-M2			11,33				11,69	

N entreprises, P paramètres, K instruments, écarts-types robustes entre parenthèses. * : p <= 0.1, **: p <= 0.05, ***: p <= 0.01.
Tous les modèles sont estimés en différences premières et incluent des indicatrices temporelles. Les instruments sont en niveau.
Modèle 1, exogène : MMG, instruments : variable endogène retardée t-3 et t-4, autres variables explicatives exogènes.
Modèle 2, endogène : MMG, instruments : variable endogène retardée t-3 et t-4, autres variables explicatives retardées t-2
Modèle 3, endogène : MMG, instruments : variable endogène retardée t-3 et t-4, autres variables explicatives retardées t-2 et t-3
Modèle 4, mixte : MMG instruments : variable endogène retardée t-3 et t-4, mesure du risque retardée t-2 et t-3, Garanties retardée t-2, autres variables explicatives exogènes
Différence de Sargan (5 % level) : $\chi^2(5) = 11,07$. Le premier modèle est rejeté si la différence de Sargan est supérieure à cette valeur.

Tableau 7
Fonction d'endettement dynamique par classe de taille – spécification exogène (1991-1995)

Classes (selon le nombre d'employés)	Version 1 - Croissance du total du bilan										
	France					Allemagne					
	Classe 0 0 – 10	Classe 1 10 – 20	Classe 2 20 – 100	Classe 3 100 – 500	Classe 4 500 – 2 000	Classe 5 => 2 000	Classe 1 0 – 20	Classe 2 20 – 100	Classe 3 100 – 500	Classe 4 500 – 2 000	Classe 5 => 2 000
Endettement-1	0,348 (0,482)	0,772 *** (0,124)	0,806 *** (0,066)	0,972 *** (0,098)	0,921 *** (0,133)	0,852** (0,176)	0,355 ** (0,178)	0,462 *** (0,082)	0,446 *** (0,065)	0,890 *** (0,142)	1,204 *** (0,238)
Croissance du total du bilan	0,140** (0,052)	0,191 *** (0,025)	0,198 *** (0,009)	0,182 *** (0,016)	0,137 *** (0,033)	0,153*** (0,041)	0,011 *** (0,021)	0,129 *** (0,011)	0,129 *** (0,014)	0,18 *** (0,030)	0,209 *** (0,039)
Garanties	-0,014 (0,047)	0,013 (0,025)	0,014 (0,011)	0,056 *** (0,020)	-0,040 (0,055)	-0,087 (0,082)	0,110 *** (0,038)	0,122 *** (0,027)	0,112 *** (0,031)	0,0 (0,086)	0,151 * (0,08)
Profit	-0,491** (0,185)	-0,668 *** (0,052)	-0,796 *** (0,032)	-0,769 *** (0,042)	-0,709 *** (0,086)	-0,794*** (0,126)	-0,647 *** (0,142)	-0,858 *** (0,085)	-0,641 *** (0,059)	-0,313 ** (0,125)	-0,024 (0,128)
Coût de financement	-0,161 (0,190)	-0,140 *** (0,051)	-0,215 *** (0,031)	-0,469 *** (0,063)	-0,510 ** (0,246)	-0,516** (0,204)	-0,409*** (0,143)	-0,601 *** (0,107)	-0,768 *** (0,099)	-1,105 *** (0,202)	-0,674 *** (-0,177)
Mesure du risque	-0,027 (0,077)	0,052 (0,033)	0,031 (0,023)	0,026 (0,029)	0,020 (0,073)	-0,095 (0,075)	-0,121 (0,170)	-0,080 (0,089)	0,033 (0,053)	0,094 (0,084)	0,13 (0,1)
N	76	224	1 519	841	201	38	73	449	518	153	82
P and K	11 – 12	11 – 12	11 – 12	11 – 12	11 – 12	11 – 12	11 – 12	11 – 12	11 – 12	11 – 12	11 – 12
m1 P-value	0,38	0	0	0	0	0,02	0,05	0	0	0	0
m2 P-value	0,27	0,88	0,99	0,38	0,39	0,49	0,69	0,1	0,003	0,006	0,02
Sargan	0,95	0,22	1,04	2,24	0,01	0,53	0,002	0,004	0,76	0,84	3,56
P-value	0,32	0,63	0,31	0,14	0,93	0,46	0,96	0,95	0,38	0,36	0,06

Tableau 8
Résumé des principaux résultats économétriques sur le comportement d'endettement

	Version 1 : Croissance du total du bilan						Version 3 : Taux d'investissement					
	Modèle « exogène »			Modèle « mixte »			Modèle « exogène »			Modèle « mixte »		
	France	Allemagne	France	Allemagne	France	Allemagne	France	Allemagne	France	Allemagne	France	Allemagne
Coefficient d'ajustement	0,85	0,55	0,87	0,55	0,90	0,58	0,90	0,58	1,05	0,60	0,60	0,60
Croissance												
Court terme	0,19	0,14	0,20	0,14	0,37	0,27	0,37	0,27	0,11	0,24	0,24	0,24
Long terme	1,29	0,30	1,50	0,30	3,66	0,63	3,66	0,63	na	0,60	0,60	0,60
Garanties												
Court terme	0,02	0,12	0,10	0,11	- 0,15	0,00	- 0,15	0,00	0,44	0,18	0,18	0,18
Long terme	0,13	0,25	0,80	0,25	- 1,50	0,01	- 1,50	0,01	na	0,45	0,45	0,45
Profit												
Court terme	- 0,77	- 0,68	- 0,72	- 0,63	- 0,70	- 0,68	- 0,70	- 0,68	- 0,53	- 0,59	- 0,59	- 0,59
Long terme	- 5,27	- 1,50	- 5,50	- 1,37	- 6,95	- 1,61	- 6,95	- 1,61	na	- 1,45	- 1,45	- 1,45
Coût de financement												
Court terme	- 0,29	- 0,72	- 0,30	- 0,69	- 0,63	- 0,96	- 0,63	- 0,96	- 0,91	- 0,98	- 0,98	- 0,98
Long terme	- 2,0	- 1,59	- 2,28	- 1,52	- 6,19	- 2,30	- 6,19	- 2,30	na	- 2,44	- 2,44	- 2,44
Mesure du risque												
Court terme	0,02	0,004	0,16	0,63	0,02	0,01	0,02	0,01	0,06	0,64	0,64	0,64
Long terme	0,14	0,01	1,20	1,38	0,20	0,02	0,20	0,02	na	1,60	1,60	1,60

Lecture : les coefficients de long terme sont calculés en divisant ceux de court terme par (1 - coefficient d'ajustement).
na : le coefficient de long terme n'est pas calculé car le coefficient de la variable retardée est supérieur à 1.

La mise à disposition de ces fonds externes est assurée par le système de la *Hausbank*.

Enfin, le comportement des diverses classes de taille n'est pas identique dans les deux pays. L'incidence du coût du financement s'accroît de façon similaire lorsque l'on passe des petites entreprises aux plus grandes : en France comme en Allemagne, les grandes entreprises semblent être plus sensibles au coût de financement que les petites. Les grandes entreprises disposent peut-être de

solutions alternatives, notamment l'accès aux marchés de capitaux.

En dépit de différences institutionnelles entre la France et l'Allemagne, le comportement d'emprunt diffère au total moins qu'on aurait pu le penser à première vue. En ce qui concerne les variables explicatives de croissance, de garantie, de bénéfices, de coûts de financement et de risque, les rapports avec la dette des entreprises sont relativement similaires à court terme. □

BIBLIOGRAPHIE

Biais B., Hillion P. et Malécot J.-F. (1995), « La structure financière des entreprises : une investigation empirique sur données françaises », *Économie et Prévision*, n° 120, pp. 15-27.

Bourdieu J. et Colin-Sédillot B. (1993), « Structure du capital et coûts d'information : le cas des entreprises françaises à la fin des années 80 », *Économie et Statistique*, n° 268-269, pp. 87-100.

CNCT (1998), « Le financement de l'entreprise », Banque de France.

Demartini A. et Kremp É. (1998), « Structure et niveau de l'endettement des PME de 1988 à 1995 », *Revue d'Économie Financière*, n° 46, pp. 123-141.

Harris M. et Raviv A. (1991), « The Theory of Capital Structure », *Journal of Finance*, 46, pp. 297-355.

Jensen M. et Meckling W. (1976), « Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure », *Journal of Financial Economics*, 3, pp. 305-360.

Leland H. et Pyle D. (1977), « Informational Asymmetries, Financial Structure and Financial Intermediation », *Journal of Finance*, 32, pp. 371-387.

Mairesse J. et Hall B. (1996), « La productivité de la recherche et développement des entreprises industrielles aux États-Unis et en France : une exploration de biais de simultanéité par la méthode des moments généralisés », *Économie et Prévision*, n° 126, pp. 91-110.

Mátyás L. et Sevestre P. (eds.) (1996), *The Econometrics of Panel Data. A Handbook of the Theory with Applications*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, 2nd revised edition.

Michaelas N., Chittenden F. et Poutziouris P. (1998), « The Borrowing Behavior of SMEs and the Lending Policies of Financial Institutions over Business Economic Cycles », *Manchester Business School Working Paper*, n° 384.

Modigliani F. et Miller M. (1958), « The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theorie of Investment », *American Economic Review*, 48.

Myers S. (1977), « Determinants of Corporate Borrowing », *Journal of Financial Economics*, 9, pp. 147-175.

Myers S. (1984), « The Capital Structure Puzzle », *Journal of Finance*, 39, pp. 575-592.

Myers S. et Majluf N. (1984), « Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors do not have », *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 187-221.

Nickell S. (1981), « Biases in Dynamic Models with Fixed Effects », *Econometrica*, 49, pp. 1417-1426.

Rajan R. et Zingales L. (1995), « What do we Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data », *Journal of Finance*, 50, pp. 1421-1460.

Ramb F. (1998), « Finanzierungsstrukturen im Vergleich - Eine Analyse europäischer Unternehmen », *ZEW Discussion Paper*, n° 17.

Rosenwald F. (1998), « Le financement de l'investissement des petites entreprises industrielles : la place prépondérante de l'autofinancement », *Économie et Statistique*, n° 319-320, pp. 127-136.

Ross S. (1977), « The Determination of Financial Structure: the Incentive Signalling Approach », *Bell Journal of Economics*, 8, pp. 23-40.

Sauvé A. et Scheuer M. (eds.) (1999), « Modes de financement des entreprises allemandes et françaises », projet de recherche commun de la Deutsche Bundesbank et de la Banque de France, <http://www.banque-france.fr/fr/publi/main.htm>.

Schwiete M. et Weigand J. (1997), « Bankbeteiligungen und das Verschuldungsverhalten

deutscher Unternehmen », *Kredit und Kapital*, 30, pp. 1-33.

Stiglitz J. (1969), « A Re-Examination of the Modigliani-Miller Theorem », *American Economic Review*, 59, pp. 784-792.

Stöss E. (1996), « Enterprises' Financing Structure and their Response to Monetary Policy Stimuli. An Analysis Based on the Deutsche Bundesbank's Corporate Balance-Sheet Statistics », *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, n° 9-96.

Virolainen K. (1998), « Tax Incentives and Corporate Borrowing: Evidence from Finnish Company Panel Data », *Bank of Finland Studies*, n° 10.