

Investissement des entreprises et contraintes financières en France et aux États-Unis

Jacques Mairesse, Benoît Mulkay et Bronwyn H. Hall*

L'objectif de cet article est double : donner un aperçu de l'évolution de la stratégie de modélisation et des méthodes d'estimation du comportement d'investissement des entreprises sur des données de panels ; et comparer les comportements d'investissement des entreprises en France et aux États-Unis sur les deux périodes d'estimation 1971-1979 et 1985-1993.

Le résultat principal de la comparaison est que la demande constitue toujours, dans les deux pays, le déterminant primordial de l'investissement, alors que le taux de profit jouerait dans les années plus récentes un moindre rôle que dans les années 70. Cette perte d'influence du profit est nettement plus marquée et paraît plus assurée en France qu'aux États-Unis. Il semble ainsi que les entreprises françaises soient moins contraintes financièrement que leurs homologues américaines.

** Jacques Mairesse appartient à l'Insee (Crest). Benoît Mulkay est professeur à l'Université des Antilles et de la Guyane à la Martinique. Bronwyn H. Hall est professeur à l'Université de Californie à Berkeley.*

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article. Cet article s'appuie sur un travail antérieur des mêmes auteurs (1999).

Les trente dernières années ont connu de nombreux développements dans l'analyse économique et la modélisation de l'investissement, notamment sur le plan microéconomique. Ces différents développements, souvent justifiés par le manque de succès des essais précédents, témoignent de l'importance qui s'attache à une analyse satisfaisante de l'investissement, mais aussi des difficultés de cette analyse.

Avec la disponibilité croissante de bases de données individuelles sur les entreprises dans de nombreux pays, les études microéconométriques sur l'investissement mettant en œuvre des spécifications empiriques et des modèles théoriques différents se sont multipliées. Cette imposante littérature a fait l'objet de plusieurs articles de synthèse tels notamment Chirinko (1993), Schiantarelli (1996) et Hubbard (1998). Les données d'entreprises, dans la mesure même où elles font apparaître la très grande variabilité des décisions individuelles, permettent de mieux étudier les comportements d'investissement que les données agrégées, tant dans le détail que dans leurs aspects structurels. Elles offrent également l'opportunité d'effectuer des comparaisons internationales et d'analyser l'influence de l'environnement institutionnel sur les déterminants fondamentaux de l'investissement, et notamment celle des liens entre le système financier et les entreprises.

Le premier objectif de cet article est de donner un aperçu de la stratégie de modélisation et des méthodes d'estimation de l'investissement sur données de panels d'entreprises au cours des trente dernières années, et de justifier ce faisant une spécification dynamique à correction d'erreurs du modèle d'accélérateur-profit. Le second objectif est de comparer les comportements d'investissement des entreprises françaises et américaines sur les deux périodes (1971-1979 et 1985-1993), et de chercher à caractériser leurs différences et ressemblances, notamment en ce qui concerne le rôle du profit et corrélativement celui des contraintes financières.

Les différentes approches économétriques de l'investissement

Les premières études de l'investissement sur des données individuelles ont débuté avec des spécifications simples fondées le plus souvent sur le modèle d'accélérateur-profit (1). L'accélérateur de demande trouve une justification directe simple dans la théorie économique (cf. encadré 1). Le rôle du profit n'est, en

revanche, théoriquement justifié que s'il traduit une imperfection des marchés financiers conduisant certaines entreprises à être contraintes par un manque de fonds pour investir.

Les progrès des théories de l'investissement ont conduit par la suite les économètres à estimer des modèles basés sur la théorie Q de l'investissement proposée par Tobin (1969) (2). Sous l'hypothèse d'une maximisation intertemporelle de la valeur de l'entreprise avec coûts d'ajustement, l'investissement est une fonction d'une variable Q définie comme le ratio de la valeur marginale de l'entreprise résultant de l'investissement d'une unité supplémentaire de capital sur le coût de cette unité de capital. Dans la pratique cependant, les estimations ne sont pas faites avec le Q de Tobin marginal, mais plutôt avec le Q de Tobin moyen calculé comme le ratio de la valeur de l'entreprise, observée sur les marchés boursiers, sur le coût de remplacement de son stock de capital. Les résultats empiriques de ces modèles se sont révélés très peu probants, car les données d'évaluation boursière des entreprises ne résument en fait qu'imparfaitement l'ensemble des informations sur les opportunités futures des entreprises, et ignorent largement les contraintes financières pouvant affecter les décisions d'investissement des entreprises. Une nouvelle approche prometteuse, encore peu explorée, a toutefois été proposée par Abel et Blanchard (1986) dans la ligne de celle du Q de Tobin (3). Elle consiste à essayer de distinguer dans les données observées de profit, au moyen d'un modèle autorégressif, d'une part des composantes fondamentales traduisant des opportunités véritables de profit, et d'autre part des composantes transitoires indiquant des contraintes de financement.

Dans les années 90, de nombreuses tentatives d'estimation des comportements d'investissement ont été faites suivant l'approche dite de l'équation d'Euler. Cette équation, bien que dérivée de la maximisation intertemporelle de la valeur actuelle des profits de l'entreprise

1. Voir Grunfeld (1960), Kuh (1963) ou Eisner (1978) pour les États-Unis, ou Echard et Hénin (1970) et Oudiz (1978) pour la France.

2. Voir, par exemple, Schaller (1990) pour les États-Unis, Blundell, Bond, Schiantarelli et Devereux (1992) pour le Royaume-Uni, Hayashi et Inoue (1991) pour le Japon. Pour une présentation pédagogique des modèles théoriques de l'investissement, voir le livre de Villieu (2000).

3. Cette approche a été appliquée récemment sur données d'entreprises américaines par Gilchrist et Himmelberg (1997).

Encadré 1

LE MODÈLE À CORRECTION D'ERREURS DE L'INVESTISSEMENT

On modélise dans un premier temps la demande optimale de capital au niveau de l'entreprise en se fondant sur la théorie néo-classique de l'investissement telle qu'elle a été présentée par Jorgenson (1963). Du fait de la maximisation intertemporelle de la valeur de l'entreprise, le stock de capital optimal est obtenu en égalisant sa productivité marginale en valeur avec son coût d'usage. En conséquence, sous l'hypothèse d'une entreprise prenant les prix comme donnés sur un marché de concurrence parfaite, ou bien faisant face à une demande de biens à élasticité-prix constante sur un marché de concurrence imparfaite, et sous l'hypothèse où elle a une fonction de production à élasticité de substitution constante, le stock de capital optimal est proportionnel à l'output, soit pour l'entreprise i à l'année t la relation :

$$k_{it}^* = \theta q_{it} + h_{it} \quad [1]$$

où k_{it} dénote le logarithme du capital (une étoile indiquant le stock de capital optimal) et q_{it} le logarithme de la production ou des ventes, et où h_{it} désigne une fonction du coût d'usage réel du capital et des paramètres de la fonction de production (1). Le paramètre θ représente l'élasticité du capital aux ventes ; celle-ci est unitaire si la fonction de production est à rendements d'échelle constants, ou si elle est à élasticité de substitution entre capital et travail unitaire (ce qui correspond à une fonction de production de type Cobb-Douglas).

L'ajustement entre le stock optimal de capital et le stock de capital courant de l'entreprise n'étant pas immédiat, on doit modéliser dans un deuxième temps le processus d'ajustement entre k_{it} et q_{it} . On choisit ainsi d'incorporer la relation de long terme entre les ventes et le capital dans un modèle autorégressif à retards échelonnés avec deux retards pour la partie autorégressive sur le capital k_{it} et, également, deux retards pour la partie à retards échelonnés sur les ventes q_{it} . Cette spécification semble suffisamment flexible tout en étant parcimonieuse parce qu'elle introduit un processus autorégressif sur k_{it} pour prendre en compte la dynamique d'ajustement. Dans les estimations, la variation du terme h_{it} qui représente entre autres le coût d'usage du capital, la dépréciation du capital propre à chaque entreprise et la productivité totale des facteurs, est prise en compte par des effets fixes spécifiques aux entreprises α_i et par un ensemble de variables indicatrices temporelles α_t . On obtient alors la régression linéaire :

$$k_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \gamma_1 k_{i,t-1} + \gamma_2 k_{i,t-2} + \beta_0 q_{it} + \beta_1 q_{i,t-1} + \beta_2 q_{i,t-2} + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

où ε_{it} est le terme d'erreur ou perturbation de la régression qui est supposé aléatoire et représenter l'ensemble des facteurs non pris en compte, les erreurs de mesure des variables et les termes d'approximation fonctionnelle. Plutôt qu'estimer directement cette régression (ce qui pourrait poser certains problèmes en raison d'une forte collinéarité entre les variables), on préfère l'écrire sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs :

$$\Delta k_{it} = \alpha_i + \alpha_t + (\gamma_1 - 1) \Delta k_{i,t-1} + \beta_0 \Delta q_{it} + (\beta_0 + \beta_1) \Delta q_{i,t-1} + (\gamma_1 + \gamma_2 - 1) (k_{i,t-2} - s_{i,t-2}) + (\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \gamma_1 + \gamma_2 - 1) q_{i,t-2} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

On obtient ainsi une relation entre le taux de croissance du stock de capital et le taux de croissance du capital retardé d'une période et le taux de croissance des ventes de la période courante et de la période précédente. Cette relation fait également intervenir deux variables en niveau : d'une part, le terme de correction d'erreurs indiquant l'écart entre le capital optimal et le capital existant et, d'autre part, le niveau des ventes qui peut être interprété comme une mesure des rendements d'échelle.

Finalement, on ajoute à la relation [3] le taux de profit courant et retardé d'une et de deux périodes afin de tenir compte de possibles contraintes de financement ou de liquidité de l'entreprise. Le taux de profit peut néanmoins capturer aussi des changements dans la profitabilité qui ne sont pas reflétés par les variables de taux de croissance des ventes. Dès lors, il se peut que le taux de profit n'ait pas seulement des effets de court terme, mais qu'il ait aussi un effet à long terme sur le stock de capital optimal dans la mesure où il traduit les conditions de la profitabilité future de l'entreprise. Dans la pratique des estimations, on mesure aussi le taux de croissance net du stock de capital Δk_{it} par le taux d'accumulation $I_{it}/K_{i,t}$. Ces deux variables ne diffèrent en effet que par le taux de dépréciation du stock de capital, dont on suppose qu'il est bien pris en compte par les effets individuels et les indicatrices temporelles α_i et α_t .

On obtient au total une équation empirique en reparamétrant la relation [3] sous la forme :

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = \alpha_i + \alpha_t + \eta_i \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \xi_0 \Delta q_{it} + \xi_1 \Delta q_{i,t-1} + \rho (k_{i,t-2} - s_{i,t-2}) + \lambda q_{i,t-2} + \delta_0 \Pi_{it} + \delta_1 \Pi_{i,t-1} + \delta_2 \Pi_{i,t-2} + \varepsilon_{it}$$



1. Dans cet article, le stock de capital K_{it} représente le stock de capital à la fin de la période t , alors que Q_{it} et I_{it} sont les ventes et les investissements de l'entreprise i durant la période t . Pour plus de détails sur la dérivation de [1], voir Mairesse, Hall et Mulka (1999).

avec des coûts d'ajustements explicites, a l'avantage de caractériser l'évolution du stock de capital à chaque période sans faire intervenir les anticipations futures. De même que pour l'approche du Q de Tobin, et malgré les efforts et l'ingéniosité des économètres, les résultats obtenus suivant cette nouvelle approche ont déçu les attentes placées en elle (4). Il semble notamment que les problèmes liés à une spécification satisfaisante de la forme et de l'importance des coûts d'ajustements, ainsi que les problèmes d'agrégation temporelle, ne permettent pas de bien identifier la dynamique de l'investissement individuel des entreprises.

Par ailleurs, les avancées théoriques récentes dans le domaine de la prise de décision en incertitude sous des contraintes d'irréversibilité des choix, telle qu'elle est formulée par Pindyck et Dixit (1994), se sont également révélées jusqu'à présent difficilement applicables dans les modèles économétriques de l'investissement.

L'importance des contraintes financières

Les différentes approches économétriques de l'investissement se heurtent aux problèmes de la prise en compte des contraintes financières,

ou des contraintes de liquidités, qui empêchent les entreprises d'investir autant qu'elles le souhaiteraient. Il y a une quarantaine d'années, Modigliani et Miller (1958) ont établi leur célèbre théorème sur l'absence d'effet de la structure de financement des entreprises sur leurs décisions d'investissement, dans une économie où les marchés de capitaux fonctionneraient parfaitement. Mais dès cette époque, de nombreux auteurs tirant argument des résultats empiriques avaient souligné l'importance de l'autofinancement comme déterminant de l'investissement des entreprises (5). Depuis, une grande attention n'a cessé d'être portée sur les effets des imperfections des marchés de capitaux. Ces imperfections peuvent provenir d'un système fiscal discriminatoire entre les sources de financement de l'entreprise (6). De même, des coûts d'agence ou encore des coûts de faillite peuvent favoriser une source de financement particulière (7). Enfin, des problèmes d'information asymétrique concernant la qualité des projets d'investissement ou le comportement des diri-

4. Voir par exemple Whited (1992) pour les États-Unis ou Bond et Meghir (1994) pour le Royaume-Uni.

5. Voir Meyer et Kuh (1957), par exemple, pour les États-Unis.

6. Voir Stiglitz (1973), Summers (1981) ou encore Auerbach (1984).

7. Voir Jensen et Meckling (1976), Leland et Pyle (1977) pour les coûts d'agence ou Kim (1978) pour les coûts de faillite.

Encadré 1 (suite)

Dans cette spécification, le paramètre $\eta_1 = \gamma_1 - 1$ sera probablement négatif ou proche de zéro, car, sur données individuelles d'entreprises, on a généralement une autocorrélation négative entre les taux de croissance du stock de capital de deux périodes successives. Les propriétés de long terme de cette spécification dépendent uniquement du coefficient de correction d'erreur $\rho = \gamma_1 + \gamma_2 - 1$ et du coefficient d'échelle $\lambda = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \gamma_1 + \gamma_2 - 1$.

On s'attend à ce que ρ soit négatif pour avoir une correction d'erreurs dans le « bon sens », c'est-à-dire que si le capital observé est supérieur au capital optimal (déterminé par les ventes), il devrait y avoir une réduction du taux d'accumulation et, inversement s'il est inférieur, une augmentation. Ce phénomène nécessite donc que ρ soit négatif, soit $\gamma_1 + \gamma_2 < 1$, ce qui revient à supposer la stationnarité du stock de capital. De même, λ devrait être statistiquement proche de zéro s'il y a des rendements d'échelle constants, ou si la fonction de production Cobb-Douglas est une bonne approximation de la fonction de production sous-jacente ; l'élasticité à long terme du capital aux ventes θ est en effet égale à $1 - (\lambda/\rho)$.

Si le taux de profit ne capture que des effets transitoires relatifs aux contraintes de financement ou de liquidité sur l'investissement des entreprises, la somme des coefficients pour le taux de profit $\delta = \delta_0 + \delta_1 + \delta_2$, ou encore l'effet de long-terme correspondant $\mu = -\delta/\rho$, ne devrait pas être significatif.

Les propriétés dynamiques de la relation dépendent des valeurs et des profils des coefficients individuels β_j , γ_j et δ_j . On peut tester si les ventes ou le taux de profit ont un effet à court terme en considérant la significativité jointe des paramètres β_0 , β_1 et β_2 pour les ventes, et δ_0 , δ_1 et δ_2 pour le taux de profit, ou encore si les variables retardées de deux années ont une influence en considérant la significativité jointe de β_2 , γ_2 et δ_2 .

geants de l'entreprise peuvent également interférer avec le fonctionnement des marchés financiers (8). L'ensemble de ces problèmes impliquent qu'en général, les entreprises cherchent d'abord à financer leurs investissements sur leurs ressources internes, avant de se tourner vers des sources externes, telles que les banques pour des concours bancaires classiques, ou les marchés financiers par l'émission des obligations ou de nouvelles actions.

L'importance de l'autofinancement et des contraintes financières est, au total, reconnue clairement dans de nombreuses théories de l'investissement. La politique monétaire peut affecter, via ce que l'on appelle le « canal large du crédit », les différentiels de coût des différentes formes de financement, en influençant la valeur nette des capitaux de l'entreprise servant de garantie à ses emprunts (9). Cet effet est un puissant levier d'action de la politique monétaire sur l'investissement des entreprises parce qu'une faible variation des taux d'intérêt peut affecter fortement la valeur des collatéraux des entreprises, et entraîner de ce fait un rationnement du crédit consenti à l'entreprise par les apporteurs de capitaux externes. Ce mécanisme est connu en général sous le vocable d'*accélérateur financier* de la politique monétaire. Mais comme pour la plupart des mécanismes économiques, il n'est pas immuable, et il peut notamment varier entre pays du fait de leurs institutions financières, entre entreprises suivant leurs caractéristiques, ou encore entre périodes en liaison avec la conjoncture économique générale.

La spécification empirique à correction d'erreurs de la relation d'investissement

Plutôt que d'essayer de formuler un modèle structurel correct de l'investissement, on se borne le plus souvent à spécifier une demande optimale de capital de l'entreprise, indépendamment de l'ajustement entre stock de capital existant et stock optimal. La question de l'ajustement est alors considérée comme un problème purement empirique, et celui-ci doit être estimé à partir des données sur la base d'une spécification *ad hoc* suffisamment flexible. On peut retenir ainsi une modélisation à correction d'erreurs où l'investissement dépend simplement de l'écart entre le stock de capital existant et le stock de capital optimal (cf. encadré 1). Cette approche et le recours à une spécification à correction d'erreurs ont été adoptés dans plusieurs études

récentes (Bond, Elston, Mairesse et Mulkay, 1999 ; Bond, Harhoff, et Van Reenen, 1999) de préférence à une modélisation structurelle en termes d'équation d'Euler dont les résultats se sont révélés décevants.

Bien qu'elle ressemble tout à fait aux spécifications plus traditionnelles des modèles d'accélérateur-profit, la spécification à correction d'erreurs en est très différente au niveau de ses propriétés dynamiques (10). Elle conserve, en effet, les propriétés d'une relation d'équilibre de long terme entre le stock de capital et la production. Elle permet, de ce fait, de distinguer clairement la relation d'équilibre à long terme d'une part, et l'ajustement dynamique de court terme d'autre part, tandis que les spécifications habituelles d'accélérateur-profit précisent uniquement une relation entre les taux de croissance des variables sans impliquer une relation d'équilibre entre les niveaux de ces variables (cf. encadré 2 pour un commentaire détaillé des propriétés des deux modèles).

Dans un premier temps, la théorie néo-classique de l'investissement, telle qu'elle a été formulée notamment par Jorgenson (1963), permet d'exprimer le stock de capital optimal de long terme comme celui qui égalise sa productivité marginale en valeur et son coût d'usage nominal, sous l'hypothèse d'une entreprise prenant les prix des biens comme donnés sur un marché de concurrence parfaite, ou bien faisant face à une demande de biens à élasticité-prix constante sur un marché de concurrence imparfaite (11). Cependant, du fait de la difficulté de mesurer le coût d'usage du capital au niveau individuel de l'entreprise à partir de ses seules données comptables, celui-ci est souvent représenté par un ensemble d'indicateurs temporelles résumant la conjoncture économique d'ensemble, et par un ensemble d'effets individuels fixes résumant les caractéristiques propres aux entreprises.

8. Voir Stiglitz et Weiss (1981) ou Myers et Majluf (1984).

9. Voir, par exemple, la présentation générale de Bernanke et Gertler (1995) ou encore de Rosenwald (1995).

10. Les spécifications habituelles de l'accélérateur-profit ont été abondamment utilisées dans des études plus anciennes sur l'investissement au niveau de l'entreprise : voir par exemple Eisner (1978), Oudiz (1978), Mairesse et Dormont (1985), Legendre, Chevallier et Morin (1988) ou encore Mulkay (1991), qui donne de nombreuses références.

11. Le coût d'usage du capital permet de répartir le coût d'acquisition du capital sur plusieurs périodes en tenant compte du coût d'opportunité des fonds investis, de la dépréciation du capital du fait de l'usure et de l'obsolescence, et des plus-values potentielles du fait de l'inflation.

Dans un deuxième temps, le processus d'ajustement entre le stock de capital existant et le stock de capital optimal de long terme de l'entreprise est alors spécifié sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs. Celui-ci s'écrit comme une relation entre les taux de croissance du stock de capital et des ventes de la période courante et ceux de la période précédente, mais faisant intervenir également le terme de « correction d'erreurs », c'est-à-dire l'écart entre le stock de capital existant et le stock de capital optimal, ainsi qu'un facteur d'échelle.

Dans un dernier temps, on introduit dans la modélisation les taux de profit courant et retardés d'une et deux périodes, afin de tenir compte des possibles contraintes de financement ou de liquidité de l'entreprise. Ces variables peuvent cependant refléter aussi des changements dans la profitabilité de l'entreprise qui ne seraient pas capturés par les variables de taux de croissance des ventes. Dès lors, il se peut que les taux de profit aient également un effet à long terme sur le stock de capital optimal traduisant les conditions de la

profitabilité future de l'entreprise. On peut ainsi tester si le profit agit principalement sur la dynamique d'ajustement à court terme, ou s'il joue aussi sur la détermination du stock de capital optimal à long terme.

L'évolution de l'investissement, de la croissance et des profits en France et aux États-Unis

On a construit, pour la présente étude, quatre échantillons, deux par pays et deux par périodes, qui comprennent de 400 à 500 entreprises : précisément 441 entreprises pour la France et 407 pour les États-Unis pour la première période 1968-1979, et 486 pour la France et 482 pour les États-Unis pour la seconde période 1978-1993. Ces échantillons, décrits plus longuement dans l'encadré 3, sont formés d'une majorité de grandes entreprises qui devraient être, *a priori*, moins contraintes financièrement que les entreprises de moindre importance, du fait d'un accès plus aisé aux marchés des capitaux. Les conclusions de l'étude concernent ainsi principale-

Encadré 2

COMPARAISON DU MODÈLE À CORRECTION D'ERREURS ET DU MODÈLE D'ACCÉLÉRATEUR-PROFIT

Si on ne considère pas les termes en niveau pour les ventes et le stock de capital, le modèle à correction d'erreurs retenu (cf. équation [4] dans l'encadré 1) ressemble au modèle traditionnel d'accélérateur-profit, estimé par Eisner (1977), Oudiz (1977), ou Mairesse et Dormont (1985) (1). Cependant, les propriétés dynamiques des deux spécifications sont totalement différentes. Le modèle d'accélérateur-profit provient de la différenciation du modèle autorégressif à retards échelonnés (cf. équation [2] dans l'encadré 1), ce qui implique la disparition d'une quelconque relation d'équilibre entre le niveau du stock de capital et celui des ventes. Cette relation d'équilibre entre k et s est cependant conservée dans le modèle à correction d'erreurs car celui-ci est une simple réécriture (non une différenciation) et les termes en niveau restent présents (Hendry, Pagan et Sargan, 1984).

Par ailleurs, les effets fixes individuels α_i de la relation [2] disparaissent dans la différenciation de l'équation qui mène au modèle d'accélérateur-profit, mais ils restent dans le modèle à correction d'erreurs. Même si certains arguments peuvent venir justifier la présence d'effets individuels dans le modèle d'accélérateur-profit (qui correspondraient ainsi à des *trends* individuels dans la relation [2]), ces effets sont différents des effets individuels (les α_i) du modèle à correction d'erreurs, lesquels paraissent plus importants.

Le taux de profit joue aussi un rôle différent dans les deux modèles. En effet, les variables de taux de profit sont ajoutées après différenciation dans le modèle d'accélérateur-profit. Donc, si elles apparaissent comme un déterminant de long terme dans les estimations, elles ne jouent que sur la croissance du capital et non sur son niveau. En revanche, l'effet de long terme du profit dans le modèle à correction d'erreurs influence directement le niveau optimal du capital, ou le ratio capital-ventes optimal. Il est donc difficile de comparer l'effet du profit obtenu dans les estimations des deux modèles car son rôle est substantiellement différent.

Finalement, la présence des deux termes supplémentaires en niveau concernant le capital et les ventes dans le modèle à correction d'erreurs améliore sensiblement l'ajustement de l'équation par rapport au modèle d'accélérateur-profit (2).

1. Tous ces auteurs remplacent la variable explicative retardée (le taux d'accumulation retardé), par une structure de retards échelonnés plus longue sur les autres variables explicatives, afin d'éviter les problèmes de convergence des estimations intra-individuelles pour les modèles dynamiques sur données de panel. Voir par exemple Nickell (1981).

2. Voir les résultats comparatifs obtenus par Mairesse, Hall et Mulkay (1999).

ment les grandes entreprises et ne se généralisent pas nécessairement aux petites et moyennes entreprises des deux pays.

L'examen des statistiques descriptives calculées sur les quatre échantillons montre que l'entreprise médiane en termes d'emploi est à peu près dix fois plus grande aux États-Unis qu'en France en dépit du fait que les plus grandes entreprises du secteur manufacturier pour les deux pays appartiennent aux échantillons (cf. tableau 1). Il montre aussi que les taux de profit et les taux d'investisse-

ment et d'accumulation sont plus élevés aux États-Unis qu'en France. Cependant, le taux de croissance de la production, mesurée par les ventes, est en moyenne très voisin dans les deux pays et connaît un ralentissement important comparable au cours de la seconde période par rapport à la première (12).

12. On a choisi de mesurer la production par les ventes plutôt que par la valeur ajoutée car il n'est pas possible de calculer une valeur ajoutée dans les données comptables américaines. Pour la France où les deux mesures sont disponibles, on ne trouve pas de différences significatives dans les estimations des relations d'investissement si on utilise une variable plutôt que l'autre.

Encadré 3

DESCRIPTION DES FICHIERS FRANÇAIS ET AMÉRICAIN

Cette étude porte uniquement sur les entreprises manufacturières pour lesquelles on dispose de deux échantillons dans chaque pays. Le premier échantillon qui concerne la période 1968 à 1979 pour la France et les États-Unis provient de l'étude de Mairesse (1990), alors que le second échantillon plus récent porte sur la période 1978 à 1993. Ces nouvelles données sont tirées pour les États-Unis de l'édition 1995 Standard & Poor de Compustat (1). Les données sur les entreprises françaises sont tirées de la base de données Suse de l'Insee, couvrant les entreprises de plus de 20 travailleurs pour tous les secteurs sur la période 1978-1993 (2).

Les principales variables utilisées dans cette étude sont les suivantes :

- Q : chiffre d'affaires total hors taxes (déflaté par un indice des prix de vente sectoriel P) ;
- E : emploi total de l'entreprise mesuré par le nombre de travailleurs ;
- I : investissement en capital fixe (déflaté par le prix sectoriel de l'investissement P) ;
- EBE : excédent brut d'exploitation (chiffre d'affaires moins consommations intermédiaires moins masse salariale totale) ;
- CF : *cash-flow* après taxes, c'est-à-dire le profit net comptable plus les amortissements et provisions de l'année, ou encore l'excédent brut d'exploitation plus les résultats financier et exceptionnel (produits moins charges) moins les impôts sur le bénéfice.

Finalement, le stock de capital net en fin de période K est calculé par la méthode de l'inventaire permanent avec un taux de dépréciation δ constant de 8 % suivant la formule :

$$K_{it} = (1 - \delta)K_{i,t-1} + I_{it}$$

À la première période, on utilise comme valeur de départ les immobilisations fixes nettes réévaluées, d'où une imprécision sans doute plus grande dans l'estimation du stock de capital initial.

En règle générale, on a éliminé les observations des entreprises qui se trouvent dans les centiles extrêmes de la distribution de différents ratios comme la productivité ou les taux de profit et de marge. On a pratiqué de même pour les observations qui montraient un taux d'accumulation supérieur à 100 %, un triplement des ventes ou un doublement de l'emploi, afin d'éviter de conserver dans les échantillons des entreprises qui auraient connu des restructurations majeures. Finalement, on a uniquement conservé les entreprises françaises qui avaient un emploi d'au moins 300 travailleurs en 1978, dans le but d'obtenir pour la France un échantillon des entreprises de grande taille plus comparable à l'échantillon des entreprises américaines.

Malgré le soin apporté à la définition des différentes variables, il se peut que des divergences subsistent entre les deux pays en ce qui concerne notamment les variables d'excédent brut et de *cash-flow* (du fait de différences dans la comptabilisation des services achetés, des charges de restructuration ou des fonds de pensions). Par ailleurs, faute de disposer de la variable de *cash-flow* pour les échantillons sur la première période, on a été amené à mesurer les taux de profit dans les deux pays sur la base du *cash-flow* pour la seconde période seulement, et sur la base de l'excédent brut d'exploitation pour la première. Cette discordance tend en fait à renforcer les observations qui sont faites sur la perte d'influence du profit sur l'investissement dans la deuxième période pour les deux pays.

1. Toutes les entreprises américaines sont cotées en bourse. N'ont pas été retenues celles qui correspondent à des sociétés étrangères, ou qui sont des filiales à 100 % d'autres sociétés.

2. Les informations de cette base de données sont confidentielles ; elles proviennent des déclarations fiscales des entreprises et des enquêtes annuelles d'entreprises. Beaucoup des entreprises françaises retenues dans l'échantillon ne sont pas cotées en Bourse.

Tableau 1
Statistiques descriptives : France et États-Unis

A - Période 1971-1979

	France (441 entreprises)					États-Unis (407 entreprises)				
	Médiane	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum	Médiane	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Emploi (E)	628	1 511	2 364	17	16 539	9 186	24 135	56 416	180	853 000
Production (Q)	60,1	175,2	306,2	1,4	3 369,7	278,5	821,1	2 210,3	4,9	37 575,5
Stock de capital (K)	24,0	74,2	146,1	0,6	1 238,1	90,2	400,5	1 160,4	0,7	16 999,3
Investissement (I)	2,4	8,3	18,5	0,0	284,4	11,9	55,8	177,8	0,0	3 250,7
Coefficient de capital (K/Q)	0,3922	0,4757	0,2981	0,0369	2,7759	0,3614	0,4395	0,2779	0,0634	2,6804
Taux d'investissement (I/Q)	3,58 %	4,99 %	5,13 %	0,00 %	90,79 %	4,43 %	5,64 %	4,65 %	0,19 %	85,16 %
Taux d'accumulation (I/K)	9,46 %	12,04 %	10,00 %	0,00 %	141,95 %	12,74 %	14,38 %	8,56 %	0,47 %	111,00 %
Taux de profit (EBE/K)	23,40 %	27,82 %	21,51 %	- 50,64 %	212,39 %	32,59 %	37,61 %	23,58 %	- 51,45 %	193,51 %
Taux de croissance (DlogQ)	4,46 %	4,04 %	14,27 %	- 81,47 %	70,29 %	5,27 %	4,31 %	12,28 %	- 61,57 %	61,30 %

B - Période 1985-1993

	France (486 entreprises)					États-Unis (482 entreprises)				
	Médiane	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum	Médiane	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Emploi (E)	552	1 446	5 027	78	91 049	5 100	19 914	51 849	58	876 800
Production (Q)	220,2	794,1	3 558,3	12,3	66 332,7	501,9	2 411,6	7 294,7	5,2	110 677,9
Stock de capital (K)	82,4	352,2	1 736,7	1,2	29 528,8	213,3	1 536,1	5 230,9	1,6	93 799,2
Investissement (I)	8,3	37,6	192,5	0,0	3 479,2	25,5	182,9	667,6	0,0	13 279,8
Coefficient de capital (K/Q)	0,3954	0,4306	0,2296	0,0321	2,0344	0,4759	0,5475	0,3130	0,0600	2,1568
Taux d'investissement (I/Q)	3,36 %	4,31 %	3,90 %	0,00 %	58,45 %	4,91 %	6,11 %	4,87 %	0,12 %	63,33 %
Taux d'accumulation (I/K)	9,18 %	11,24 %	8,94 %	0,00 %	111,64 %	11,21 %	12,93 %	9,12 %	0,46 %	101,08 %
Taux de profit (EBE/K)	21,37 %	25,01 %	22,81 %	- 93,49 %	259,42 %	26,40 %	31,27 %	24,01 %	- 57,34 %	269,16 %
Taux de profit (CF/K)	13,84 %	15,15 %	16,24 %	-107,07 %	160,49 %	17,50 %	19,71 %	17,77 %	- 80,87 %	157,04 %
Taux de croissance (DlogQ)	1,98 %	1,89 %	11,93 %	- 59,76 %	69,75 %	1,83 %	1,38 %	13,49 %	- 68,08 %	66,50 %

Lecture : les variables sont :

E : emploi - nombre de travailleurs ;

Q : chiffre d'affaires (à prix constants de 1985, en millions de francs ou de dollars) ;

K : stock de capital en début d'année (à prix constants de 1985, en millions de francs ou de dollars) ;

I : investissements (à prix constants de 1985, en millions de francs ou de dollars) ;

EBE : excédent brut d'exploitation (à prix constants de 1985, en millions de francs ou de dollars) ;

CF : cash-flow ou marge brute d'autofinancement (à prix constants de 1985, en millions de francs ou de dollars).

Source : panels de données d'entreprises (Insee, Standard & Poor).

Les statistiques descriptives montrent également un ralentissement de l'investissement et une baisse des taux de profit depuis 1968. Les médianes de quatre variables importantes de l'analyse pour la France et les États-Unis : le taux d'accumulation, le coefficient de capital, le taux de croissance des ventes, et le taux de profit mesuré avec l'excédent brut d'exploitation pour les deux sous-périodes, ont ainsi connu des évolutions au total assez semblables dans les deux pays entre 1968 et 1993 (cf. graphique) (13).

Après une baisse rapide en France durant les années 70, le taux d'accumulation semble se redresser régulièrement depuis 1982, mais replonge avec la récession du début des années 90. Ce taux fluctue plus rapidement aux États-Unis, tout en restant sur une tendance stationnaire autour de 12 % depuis le début des années 70. Le taux de croissance médian des ventes est toujours positif en

France sauf en 1975 et 1993, années de forte récession, et fluctue beaucoup moins qu'aux États-Unis, où les périodes de forte reprise succèdent aux périodes de récession importante.

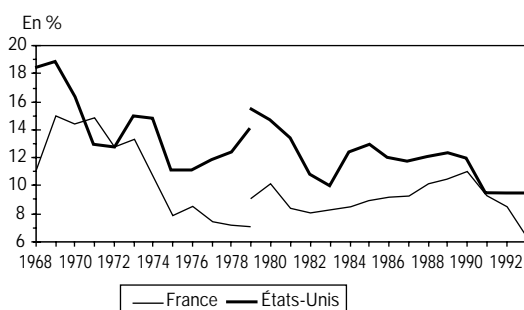
Les évolutions du taux d'accumulation sont cohérentes avec celles du taux de profit. Aux États-Unis, le taux de profit, bien que toujours supérieur à celui de la France, décline à partir d'un niveau qui semble anormalement élevé à la fin des années 60. Il évolue de manière moins prononcée en France avec une baisse après le premier choc pétrolier, puis une diminution lente jusqu'au milieu des années 80, avant de remonter à la fin de cette décennie

13. La cassure dans les séries en 1979 provient de la composition des échantillons qui concernent des entreprises dont beaucoup sont différentes ; l'échantillon plus ancien pour les États-Unis inclut ainsi des entreprises encore plus grandes que l'échantillon plus récent.

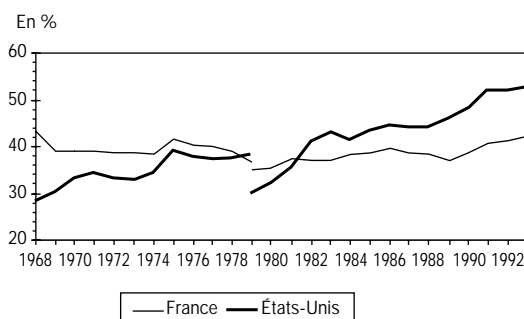
Graphique

Évolution des principales variables de 1968 à 1993 (médiane par année)

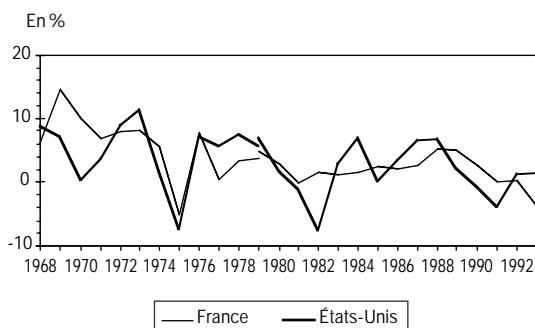
A - Taux d'accumulation : I/K



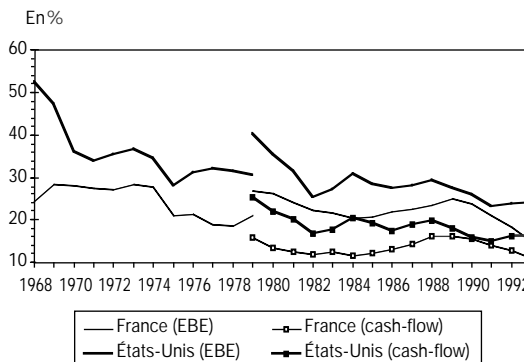
B - Coefficient de capital : K/Q



C - Taux de croissance du chiffre d'affaires (déflaté) : $D/\log Q$



D - Taux de profit : EBE/K ou CF/K



Sources : Insee et Standard & Poor.

Encadré 4

APERÇU DES MÉTHODES D'ESTIMATION SUR DONNÉES DE PANEL

Le modèle économétrique utilisé dans cet article est un modèle de régression linéaire traditionnel sur des données de panel avec des effets fixes individuels et des effets temporels :

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad \begin{cases} i=1, \dots, N; \\ t=1, \dots, T. \end{cases} \quad [5]$$

Le terme d'erreurs ε_{it} de cette équation d'investissement, supposé aléatoire, contient une grande variété d'erreurs de spécification : les entreprises peuvent notamment différer dans leur technologie, leur taux de dépréciation du capital, le taux de rendement requis par les marchés financiers, et dans la mesure des variables utilisées. Pour la plupart, ces effets sont capturés par la présence des effets individuels et temporels α_i et α_t , mais certains le sont seulement par le terme d'erreurs usuel (ou idiosyncrasique) ε_{it} .

Comme la période d'estimation est courte ($T = 9$) et la taille de l'échantillon raisonnablement importante (entre 400 et 500 entreprises), on estime les effets temporels α_t en les traitant simplement comme un ensemble de variables indicatrices temporelles dans toutes les estimations. On doit aussi considérer et corriger les biais qui peuvent provenir, d'une part, d'une corrélation potentielle entre les effets fixes individuels (α_i) et les variables explicatives (x_{it}) et, d'autre part, la corrélation potentielle des x_{it} par rapport aux chocs passés, courants ou futurs $\varepsilon_{i(t-1)}$, ε_{it} ou $\varepsilon_{i(t+1)}$.

Le premier problème est traité par la transformation intra-individuelle qui revient à éliminer les effets fixes individuels en soustrayant de [5] la moyenne individuelle de cette relation :

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + (\alpha_t - \bar{\alpha}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad [6]$$

Les paramètres de cette équation peuvent alors être estimés par les moindres carrés ordinaires. Ces estimations intra-individuelles ne sont pas affectées par les effets fixes qui sont corrélés avec les autres variables explicatives.

Cependant, le second problème subsiste, et de façon précise dans des panels relativement courts comme ceux utilisés ici, l'estimateur intra-individuel peut être lui-même biaisé pour trois raisons :

- (i) la présence d'erreurs de mesure (de type aléatoire) dans les variables explicatives (qui implique vraisemblablement un biais vers zéro) ;
- (ii) la corrélation entre les valeurs passées du terme d'erreurs (provenant de la transformation intra-individuelle) et les variables explicatives contemporaines ;
- (iii) l'endogénéité proprement dite des variables explicatives (taux de croissance des ventes et de profit courants ou retardés), c'est-à-dire la possible simultanéité entre ces variables et le terme d'erreurs courant (le taux d'investissement).

La transformation intra-individuelle peut en fait exacerber fortement ces trois sources de biais (1).

La solution proposée par de nombreux auteurs consiste à utiliser une méthode d'estimation par variables instrumentales sur la version en différences premières du modèle [5], tout en permettant la prise en compte de l'hétéroscédasticité et d'une possible autocorrélation des termes d'erreurs (2). Elle revient à mettre en œuvre la méthode des moments généralisés proposée par Hansen (1982), en écrivant le modèle en différence première :

$$\Delta \varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) = (y_{it} - y_{i,t-1}) - (x_{it} - x_{i,t-1})\beta - (\alpha_t - \alpha_{t-1}) \quad [7]$$

En supposant que les termes d'erreurs en niveau ε_{it} ne sont pas autocorrélés, leur différence première $\Delta \varepsilon_{it}$ doit être orthogonale au passé des variables x et y après le premier retard, et en conséquence, les variables :

$y_{i,t-2}, y_{i,t-3}, y_{i,t-4}, \dots$ et $x_{i,t-2}, x_{i,t-3}, x_{i,t-4}, \dots$ sont des instruments valides. Si, en revanche, les termes d'erreurs en niveau suivent un processus de moyenne mobile d'ordre 1, les premiers instruments valides doivent être pris au troisième retard, plutôt qu'au deuxième ($\Delta \varepsilon_{it}$ n'est plus en effet une moyenne mobile d'ordre 1 mais d'ordre 2).

Dans la pratique des estimations, il convient de considérer très attentivement la validité des instruments qui doit s'apprécier sous deux angles. Il convient d'abord que les instruments utilisés ne soient pas corrélés avec les termes d'erreurs (ou ne puissent l'être que très faiblement) : autrement dit, les conditions d'orthogonalité doivent être satisfaites par les données. C'est le problème d'exogénéité des instruments qui peut être vérifié au moyen du test classique de Sargan (et des tests d'autocorrélation au premier, deuxième ou troisième ordre).



1. Voir par exemple Griliches et Mairesse (1998).

2. Voir par exemple Balestra et Nerlove (1966), Anderson et Hsiao (1982), Arrelano et Bond (1991) ou encore Ahn et Schmidt (1995).

pour redescendre au début des années 90 (14). Les évolutions du coefficient de capital sont en moyenne aussi assez cohérentes, augmentant rapidement aux États-Unis au cours des deux périodes alors qu'il reste relativement stable en France.

Des estimations comparables aux États-Unis et en France sur les deux périodes sauf pour les effets de profit

L'estimation du modèle à correction d'erreurs pour les deux périodes et pour les deux pays a été faite suivant deux méthodes : la méthode d'estimation avec effets fixes (ou estimation « intra-entreprise » ou « *intra-individuelle* » réalisée sur les variables préalablement centrées par rapport aux moyennes individuelles par entreprise), et la méthode des moments généralisés (GMM) fondée sur la différentiation du modèle et l'instrumentation des variables explicatives par leurs valeurs retardées (cf. encadré 4 pour des précisions sur ces méthodes d'estimation). Bien que la méthode des GMM puisse être en principe préférable, elle se révèle très imprécise, et au total les deux méthodes aboutissent, sauf sur un point, à des résultats très cohérents (cf. tableau 2).

Si on considère d'abord les estimations intra-individuelles, on trouve que l'adoption d'une spécification à correction d'erreurs conduit à une amélioration très sensible, sur les quatre échantillons, de la qualité des ajustements par rapport aux spécifications traditionnelles du modèle d'accélérateur-profit. Les R^2 des régressions augmentent de 6 à 9 points, ce qui est fort notable, et sont de l'ordre de 0,35 à 0,45 ce qui est satisfaisant pour une variable dépendante aussi volatile que le taux d'accumulation. Les estimations du paramètre de

correction d'erreurs sont, comme prévu, négatives et largement significatives, indiquant la pertinence d'un effet de rappel fort vers la trajectoire optimale du stock de capital des entreprises. Ce paramètre apparaît néanmoins plus grand pour la première période d'étude (1971-1979) que pour la seconde (1985-1993) dans les deux pays. Il semblerait donc que l'ajustement du capital existant à son niveau optimal soit devenu plus lent à la fin des années 80. Le paramètre de la variable dépendante retardée est non significativement différent de zéro, sauf pour les États-Unis au cours de la deuxième période, indiquant l'absence d'autocorrélation dans les taux d'accumulation. On remarque aussi que le paramètre de la variable des ventes en niveau est significativement négatif dans toutes les estimations.

Ces différentes estimations impliquent que le multiplicateur de long terme des ventes est très comparable dans les deux pays et pour les deux périodes avec une valeur significativement inférieure à l'unité de l'ordre de 0,6. Il n'en est pas de même, en revanche, pour le multiplicateur de long terme du profit. Celui-ci apparaît significativement positif et de l'ordre de 0,5 à 0,6 aux États-Unis sur les deux

14. Les différences de niveaux des taux de profit entre les deux pays peuvent, néanmoins, provenir de la manière dont l'excédent brut d'exploitation est calculé. Il existe en effet dans les comptabilités d'entreprise à la source des données, des différences sensibles entre les pratiques américaines et françaises. On doit citer notamment la comptabilisation des frais de cotisations à la sécurité sociale pour la protection maladie et la retraite qui est différente dans les deux pays et peut influencer le calcul de l'excédent brut d'exploitation et du taux de profit dans cet article. On peut supposer cependant que les écarts restent sensiblement constants entre les deux pays, et donc ne jouent que sur les différences de niveau des taux de profit sans vraiment affecter la comparaison des évolutions.

Encadré 4 (suite)

Il convient ensuite – et cet aspect est souvent négligé dans la pratique – que les corrélations entre les instruments et les variables explicatives du modèle ne soient pas trop faibles. Ce problème de faiblesse des instruments peut être crucial ici, car on instrumente des différences premières par des variables en niveau. Or, si on considère que deux variables en niveau, tels que le capital et la production, sont fortement autocorrélées, on aura une faible corrélation entre leur niveau et leur variation. Avec des instruments faibles, les écarts-types des estimateurs peuvent se révéler considérables et donc les estimations seront très imprécises (3). Pour appréhender ce problème, Nelson et Startz (1990) ou Bound, Jaeger et Baker (1995) ont proposé de considérer les coefficients de corrélation multiple (ou de la statistique F qui lui est reliée) des régressions de chaque variable explicative sur l'ensemble des instruments, alors que Hall, Rudebush et Wilcox (1996) préconisent l'utilisation des corrélations canoniques. Ces derniers proposent de tester que les plus petites corrélations canoniques ne sont pas nulles pour détecter la pertinence des instruments. C'est cette méthode qui est retenue ici (4).

3. À la limite, si une des variables explicatives n'est pas corrélée avec une combinaison linéaire des instruments, l'estimateur de la méthode des moments généralisés ne peut pas être calculé.

périodes et en France sur la première période seulement ; il baisse en effet très fortement et n'est plus significativement différent de zéro pour la seconde période en France (15).

Les estimations intra-individuelles indiquent qu'au total les comportements d'investissement des entreprises françaises et américaines étaient très comparables dans les années 70, mais qu'ils se différencient à la fin des années 80 avec un taux de profit qui ne joue plus de rôle à long terme en France, alors qu'il resterait un déterminant significatif de l'investissement aux États-Unis.

La méthode des moments généralisés se révèle très imprécise

Par rapport aux estimations intra-individuelles, les estimations obtenues avec la méthode des moments généralisés ont en principe l'avantage de ne pas souffrir des éventuels biais de simultanéité (et d'erreurs de mesure sur les variables). Les variables instrumentales utilisées sont le taux d'investissement, le taux de croissance des ventes et le taux de profit, retar-

dés de 2 à 6 années. On suppose en outre que les variations du coefficient de capital, du taux de croissance des ventes et du taux de profit retardés de deux années peuvent être considérées comme des variables prédéterminées (16). Les tests de validité des instruments montrent qu'elle est acceptée pour la France et les États-Unis pour la seconde période, mais qu'elle ne l'est pas pour la première période pour ce qui est au moins des instruments retardés de deux ans (17). Ainsi, doit-on regarder les estimations de la première période avec plus de prudence que ceux de la seconde (cf. tableau 3).

15. La quasi-nullité de l'effet à long terme du profit provient principalement de l'impact négatif sur le taux d'accumulation du taux de profit contemporain, qui n'est pas compensé par les impacts positifs des taux de profit retardés. Pour des estimations similaires sur données de panel d'un impact négatif du taux de profit contemporain sur l'investissement dans le cas de la France, voir par exemple Legendre, Chevallier et Morin (1990) ou Mulkey (1991).

16. On obtient ainsi pour les deux pays 102 instruments pour la première période (1971-1979) et 120 instruments pour la seconde (1985-1993).

17. La validité des instruments est testée par le test général de restrictions sur-identifiantes, dit test de Sargan, et les tests LM1, LM2 et LM3 du multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des erreurs à un, deux et trois ans (voir Hansen, 1982 ou Arellano et Bond, 1991).

Tableau 2

Modèle d'accélérateur-profit à correction d'erreurs de variable dépendante I/K : comparaisons entre pays et périodes d'estimation, estimation intra-entreprises

	France				États-Unis			
	1974-1979		1985-1993		1974-1979		1985-1993	
Nombre d'observations et d'entreprises	2 646	441	4 374	486	2 442	407	4 338	482
Paramètres estimés (équation 4)								
Taux d'accumulation en $t - 1 : I/K(t - 1)$	- 0,037	(,033)	- 0,003	(,026)	0,000	(,037)	- 0,102	(,025)
Taux de croissance des ventes en $t : Dq(t)$	0,041	(,013)	0,179	(,019)	0,126	(,020)	0,146	(,014)
Taux de croissance des ventes en $t - 1 : Dq(t - 1)$	0,041	(,016)	0,100	(,015)	0,066	(,020)	0,077	(,011)
Terme de correction d'erreurs en $t - 2 : (k - s)(t - 2)$	- 0,323	(,039)	- 0,208	(,016)	- 0,340	(,041)	- 0,218	(,016)
Niveau des ventes en $t - 2 : q(t - 2)$	- 0,127	(,018)	- 0,086	(,011)	- 0,106	(,021)	- 0,091	(,012)
Taux de profit en $t : CF/K(t)$	0,055	(,016)	- 0,067	(,019)	0,026	(,023)	0,010	(,014)
Taux de profit en $t - 1 : CF/K(t - 1)$	0,064	(,018)	0,070	(,017)	0,145	(,025)	0,105	(,012)
Taux de profit en $t - 2 : CF/K(t - 2)$	0,032	(,016)	0,012	(,014)	0,027	(,019)	0,032	(,014)
Multiplicateur de long terme								
Ventes	0,608	(,044)	0,584	(,046)	0,689	(,057)	0,582	(,038)
Taux de profit	0,468	(,103)	0,076	(,087)	0,582	(,129)	0,673	(,120)
Écart-type ; R ²	0,0625	0,370	0,0706	0,376	0,0607	0,438	0,0680	0,444

Lecture : toutes les équations incluent des effets fixes temporels. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses et en italique.

Source : calculs des auteurs à partir des panels de données d'entreprises.

La pertinence des instruments choisis est cependant aussi importante que leur validité, c'est-à-dire le fait qu'ils soient bien corrélés aux variables instrumentées tout en ne l'étant pas avec le terme résiduel d'erreur (ou « perturbation ») du modèle estimé. Celle-ci peut être appréciée en calculant et en testant la significativité des corrélations canoniques entre les cinq variables instrumentées et l'ensemble des instruments (18). La plupart de ces corrélations canoniques sont significativement différentes de zéro pour les deux pays et les deux périodes ; elles n'en restent pas moins faibles (19). Les instruments apparaissent assez faibles, confirmant qu'il est difficile d'associer validité et pertinence, et au total il n'est pas étonnant que les estimations obtenues par la méthode des moments généralisés soient de l'ordre de deux à trois fois moins précises en général que les estimations intra-individuelles (20).

Indépendamment même de leur faible précision statistique, les estimations des moments généralisés obtenues sur la première période (1971-1979) sont très proches des estimations intra-individuelles, ce qui laisse entendre que les biais de simultanéité seraient peu élevés, sur cette période au moins. La situation se trouve nettement modifiée pour la deuxième période d'estimation (1985-1993). Les estimations des deux méthodes divergent en effet assez fortement et sembleraient indiquer une correction de forts biais de simultanéité avec la méthode des moments généralisés. Le multiplicateur de long terme des ventes diminue en France alors qu'il augmente aux États-Unis. Néanmoins, le fort degré d'imprécision des estimations des moments généralisés empêche de conclure sur le caractère statistiquement significatif de ces changements (21).

Les changements observés sur l'effet à long terme du profit apparaissent en revanche statistiquement significatifs. Cet effet devient négatif dans les deux pays, alors que dans la dimension intra-individuelle son estimation était quasiment nulle pour la France et fortement positive aux États-Unis. L'examen des coefficients de la variable de taux de profit dans les régressions montre que cet effet négatif à long terme provient dans les deux pays du coefficient négatif du taux de profit courant. Lorsque l'on tente de corriger les biais de simultanéité avec la méthode des moments généralisés, il apparaît ainsi que l'investissement et le taux de profit courant seraient négativement cor-

réels (les autres variables restant constantes par ailleurs), ce qui peut traduire la présence de forts coûts d'ajustement (d'installation, de réorganisation de la production et formation du personnel, etc.) qui ne sont pas pris en compte dans les seuls coûts directs de l'investissement.

Qu'a-t-on appris sur les déterminants de l'investissement des entreprises ?

Durant les trente dernières années, l'économie du comportement d'investissement des entreprises sur des données de panel a connu des changements importants tant du point de vue de la spécification du modèle que des méthodes d'estimation. On a privilégié ici une spécification empirique flexible qui généralise la spécification traditionnelle de l'accélérateur-profit en caractérisant l'ajustement du stock de capital à son niveau désiré de long terme par une formulation à correction d'erreurs. On ne peut toutefois comparer directement ces deux spécifications, car seule celle à correction d'erreurs conserve les propriétés de long terme ou d'équilibre de la relation entre capital et ventes. De plus, les effets individuels d'entreprise ont une signification totalement différente dans les deux modèles. Dans la spécification à correction d'erreurs, ces effets traduisent une hétérogénéité des seuls niveaux des stocks de capital, alors que pour la spécification traditionnelle de l'accélérateur-profit ils impliquent une hétérogénéité des taux de croissance des stocks de capital.

La nouvelle méthode des moments généralisés constitue en principe un progrès puisqu'elle devrait permettre de corriger les biais de simultanéité pouvant provenir de l'endogénéité des variables ou de la présence d'effets individuels

18. Voir Hall, Rudebusch et Wilcox (1996).

19. Il apparaît ainsi dans le tableau 3 que seule une dimension de l'ensemble des cinq variables instrumentées est corrélée à plus de 10 % avec les instruments. On voit également que les deux premières corrélations canoniques pour la seconde période en France ne sont pas significativement différentes de zéro, ou encore que deux dimensions de l'ensemble des cinq variables instrumentées ne sont pas corrélées avec les 120 instruments. Un calcul des régressions de chacune des variables instrumentées sur l'ensemble des instruments laisse supposer que ces deux dimensions représentent le taux de croissance des ventes courant et retardé d'une année.

20. Quatre fois moins pour le taux de croissance des ventes et dix fois moins (!) pour le multiplicateur des ventes à long terme pour la seconde période en France.

21. On peut noter d'ailleurs que l'on est amené à ne pas rejeter pour les deux pays l'hypothèse d'un multiplicateur des ventes égal à 1, c'est-à-dire à accepter l'hypothèse de rendements d'échelle constants (ou encore celle d'une élasticité de substitution unitaire entre travail et capital).

corrélés avec les autres variables du modèle (ou encore certains biais d'erreurs de mesure sur les variables). Les estimations obtenues ici ne sont pas très différentes cependant des estimations intra-individuelles, qui ne tiennent compte que de la présence d'effets individuels corrélés. Le gain potentiel obtenu en instrumentant les variables endogènes dans la méthode des moments généralisés est contrebalancé par une plus grande imprécision des paramètres estimés, car les instruments internes utilisés (variables endogènes retardées) se révèlent en effet dans l'ensemble trop faibles.

En conclusion, qu'a-t-on appris ici sur les déterminants de l'investissement des entreprises depuis une vingtaine d'années ? Le résultat principal est que l'effet de long terme des ventes sur le capital semble demeurer constant et très proche en France et aux États-Unis, alors que le taux de profit semble jouer un moindre rôle depuis la fin des années 80 que dans les années 70. Cette perte d'influence du taux de profit paraît nettement plus marquée, et aussi plus assurée, en France qu'aux États-Unis (où on ne la trouve qu'avec les estimations des moments généralisés).

Tableau 3

Modèle d'accélérateur-profit à correction d'erreurs de variable dépendante I/K : comparaison entre pays et périodes d'estimation, estimation GMM en différences premières

	France				États-Unis			
	1971-1979		1985-1993		1971-1979		1985-1993	
Nombre d'observations	3 969		4 374		3 663		4 338	
Nombre d'entreprises	441		486		407		482	
Nombre d'instruments	102		120		102		120	
Paramètres estimés (équation 4)								
Taux d'accumulation en $t-1$: $I/K(t-1)$	- 0,166	(,073)	- 0,064	(,055)	0,006	(,103)	- 0,099	(,064)
Taux de croissance des ventes en t : $Dq(t)$	- 0,058	(,058)	0,162	(,080)	0,052	(,046)	0,190	(,053)
Taux de croissance des ventes en $t-1$: $Dq(t-1)$	0,058	(,061)	0,038	(,096)	0,046	(,046)	0,173	(,048)
Terme de correction d'erreurs en $t-2$: $(k-s)(t-2)$	- 0,351	(,077)	- 0,193	(,049)	- 0,257	(,088)	- 0,241	(,057)
Niveau des ventes en $t-2$: $q(t-2)$	- 0,135	(,056)	- 0,147	(,063)	- 0,071	(,048)	- 0,041	(,030)
Taux de profit en t : $CF/K(t)$	0,081	(,064)	- 0,197	(,075)	0,086	(,062)	- 0,138	(,073)
Taux de profit en $t-1$: $CF/K(t-1)$	0,032	(,036)	0,094	(,045)	0,053	(,039)	0,080	(,045)
Taux de profit en $t-2$: $CF/K(t-2)$	0,029	(,018)	0,020	(,022)	- 0,005	(,020)	- 0,011	(,022)
Multiplicateur de long terme								
Ventes	0,616	(,164)	0,241	(,451)	0,722	(,157)	0,829	(,115)
Taux de profit	0,406	(,184)	- 0,430	(,186)	0,523	(,296)	- 0,286	(,325)
Test de Wald (avec 3 degrés de liberté)								
Ventes	14,115	(,003)	5,147	(,161)	7,692	(,053)	16,783	(,001)
Taux de profit	8,977	(,030)	7,085	(,069)	11,157	(,011)	9,898	(,019)
Deuxième retard	27,549	(,000)	39,293	(,000)	51,758	(,000)	40,624	(,000)
Test de Sargan (probabilité critique)	108,968	(,041)	116,132	(,178)	99,218	(,139)	118,936	(,135)
Test LM1 : $m(1)$ (probabilité critique)	- 4,091	(,000)	- 7,581	(,000)	- 3,812	(,000)	- 7,690	(,000)
Test LM2 : $m(2)$ (probabilité critique)	- 4,787	(,000)	- 0,036	(,971)	- 3,739	(,000)	- 0,372	(,710)
Test LM3 : $m(3)$ (probabilité critique)	0,583	(,560)	- 1,355	(,175)	- 0,370	(,711)	- 0,308	(,758)
Corrélation canonique #1 (prob. critique)	0,046	(,000)	0,024	(,409)	0,043	(,000)	0,040	(,000)
Corrélation canonique #2 (prob. critique)	0,056	(,000)	0,030	(,089)	0,058	(,000)	0,058	(,000)
Corrélation canonique #3 (prob. critique)	0,078	(,000)	0,051	(,000)	0,082	(,000)	0,070	(,000)
Corrélation canonique #4 (prob. critique)	0,094	(,000)	0,076	(,000)	0,100	(,000)	0,083	(,000)
Corrélation canonique #5 (prob. critique)	0,286	(,000)	0,254	(,000)	0,362	(,000)	0,209	(,000)

Lecture : instruments en niveau : I/K (de $t-3$ à $t-6$), Dq (de $t-3$ à $t-6$) et C/K (de $t-3$ à $t-6$). Variables prédéterminées : $D(I/K)$ (en $t-2$), $D(Dq)$ (en $t-2$) et $D(C/K)$ (en $t-2$). Toutes les équations incluent des effets fixes temporels (non reportés). Le tableau donne : - l'estimation de première étape avec écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses et en italique ;

- le test de Sargan pour la validité des instruments ;

- le test LM_j d'autocorrélation des résidus à l'ordre j ;

- la corrélation canonique entre les variables explicatives du modèle et les instruments.

L'estimation de Gauss pour les deux pays et les deux périodes est de 112.

Source : calculs des auteurs à partir des panels de données d'entreprises.

Ce résultat semble robuste car on le retrouve sur différents sous-échantillons par classe de taille ou par grande branche industrielle, ou encore selon que l'entreprise effectue ou non de la recherche et du développement. Il est également confirmé par une étude plus récente, où les auteurs (Mulkay, Hall et Mairesse, 2001) montrent que les effets à long terme du taux de profit en France, pour les années 80, sont faibles et très proches tant pour l'investissement (en équipements) que pour les dépenses de recherche-développement. Ces effets sont également proches pour les deux formes d'investissement aux États-Unis, mais demeurent plus élevés.

Le phénomène de forte perte d'influence de l'effet de profit sur l'investissement des entreprises françaises lors de la décennie 80 peut s'expliquer par la dérégulation des marchés financiers en France durant ces années. Cette dérégulation a permis aux entreprises, et plus particulièrement aux grandes entreprises (comparables à celles de l'échantillon étudié), de se financer plus aisément que par le passé sur des marchés de capitaux plus fluides. La loi de 1984 réformant « l'activité et le contrôle » des activités de crédit, l'abandon progressif des normes d'encadrement du crédit, la création en 1986 d'un second marché pour les actions ou du marché à terme international de France, ont bouleversé les relations entre les entreprises et leurs bailleurs de fonds, et leur ont apporté une plus grande liberté pour lever des fonds ou pour gérer leur trésorerie (22). La quasi-disparition de l'effet du profit sur l'investissement en France lors de la décennie 80 peut aussi être mise en rapport avec une relative absence d'opportunités d'investissement du fait de la morosité de la conjoncture, et avec le mouvement de reconstitution de leurs marges par les entreprises françaises. Celles-ci ont pu ainsi sur cette période se libérer plus facilement des contraintes financières.

On peut trouver aussi une explication de la différence de l'effet de profit sur l'investissement entre entreprises françaises et américaines

dans des politiques de dividendes différentes. Dans les échantillons étudiés, les entreprises américaines sont toutes cotées en bourse, alors que seules le sont une partie des entreprises françaises. On peut penser que les entreprises cotées sont plus incitées que celles qui ne le sont pas à verser des dividendes importants et stables à leurs actionnaires (plus dispersés) pour des raisons d'affichage et de signalisation des résultats. Du fait d'une telle politique de dividendes la part des profits conservée par l'entreprise serait plus volatile, ce qui pèserait sur l'autofinancement des investissements de l'entreprise.

Le comportement d'investissement des entreprises est un des comportements économiques les plus difficiles à cerner parce qu'il repose sur les anticipations des entrepreneurs concernant leur compétitivité et leur profitabilité future. Il est de ce fait fondamentalement incertain. Des comparaisons internationales peuvent permettre de mieux situer les ressemblances et les différences entre pays qui peuvent être imputables à des environnements économiques et institutionnels différents. Au stade actuel des travaux économétriques, les modèles reposent en général sur une forme réduite des comportements de demande de capital et d'offre de financement. La demande de capital est fonction des déterminants traditionnels de l'investissement : la demande, les prix, les taux d'intérêt, etc., alors que l'offre de fonds susceptibles d'être investis par l'entreprise dépend de sa capacité d'autofinancement et de ses perspectives de profitabilité future pour attirer les apporteurs de capitaux externes. Malgré d'assez nombreuses tentatives, cette confrontation entre demande et offre est très difficile à modéliser et à estimer, que ce soit sur des données agrégées ou sur des données d'entreprises. L'étude de l'investissement restera ainsi pour longtemps encore une des tâches essentielles de la modélisation économétrique des comportements d'entreprises. □

22. Sur ces points, voir la description des institutions financières de Bellier-Delienne (1997).

BIBLIOGRAPHIE

- Abel A.B. et Blanchard O.J. (1986)**, « The Present Value of Profits and the Cyclical Movements in Investment », *Econometrica*, 54(2), pp. 249-273.
- Ahn S.C. et Schmidt P. (1995)**, « Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data », *Journal of Econometrics*, 68, pp. 5-28.
- Anderson T.W. et Hsiao C. (1982)**, « Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data », *Journal of Econometrics*, 18, pp. 47-82.
- Arellano M. et Bond S.R. (1991)**, « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- Auerbach A.J. (1984)**, « Taxes, Firm Financial Policy and the Cost of Capital: An Empirical Analysis », *Journal of Public Economics*, 23, pp. 27-57.
- Balestra P. et Nerlove M. (1966)**, « Pooling Cross-section and Time-series Data in the Estimation of a Dynamic Model », *Econometrica*, 34, pp. 585-612.
- Bellier-Delienne A. (1997)**, *Les Institutions financières françaises*, Économica, Coll. Poche Économie Appliquée.
- Bernanke B. et Gertler M. (1995)**, « Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission », *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), Fall, pp. 27-48.
- Blundell R., Bond S., Devereux M. et Schiantarelli F. (1992)**, « Investment and Tobin's Q: Evidence from Company Panel Data », *Journal of Econometrics*, 51, pp. 233-257.
- Bond S.R. et Meghir C. (1994)**, « Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy », *Review of Economic Studies*, 61, pp. 197-222.
- Bond S.R., Elston J., Mairesse J. et Mulkay B. (1999)**, « Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany, and the UK: A Comparison using Company Panel Data », *Document de Travail*, Crest-Insee, n° 9964 (Octobre).
- Bond S.R., Harhoff D. et Van Reenen J. (1999)**, « Investment, R&D, and Financial Constraints in Britain and Germany », Institute for Fiscal Studies, London, *Working Paper*, W99/5.
- Bound J., Jaeger D.A. et Baker R.M. (1995)**, « Problems With Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak », *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), pp. 443-450.
- Chirinko R.S. (1993)**, « Business Fixed Investment Spending : Modelling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications », *Journal of Economic Literature*, 31(4), pp. 1875-1911.
- Échard R. et Hénin P.-Y. (1970)**, « Une étude économétrique de la décision d'investir et des structures financières dans l'entreprise : essai d'analyse typologique et causale », *Économies et Sociétés*, Tome IV, pp. 1229-1559.
- Eisner R. (1978)**, « Cross Section and Time Series Estimates of Investment Functions », *Annales d'Économie et de Statistique*, 30/31, pp. 99-129.
- Fazzari S., Hubbard R.G. et Petersen B.C. (1988)**, « Financing Constraints and Corporate Investment », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988-1, pp. 141-195.
- Gilchrist S. et Himmelberg C.P. (1997)**, « Investment: Fundamentals and Finance », *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 223-273.
- Griliches Z. et Mairesse J. (1998)**, « Production Functions: The Search for Identification », in Ström S. (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, pp. 169-203.
- Grunfeld Y. (1960)**, *The Determinants of Corporate Behavior*, in Harberger, A. C. (ed.), *The Demand for Durable Goods*, Chicago: Chicago University Press.
- Hall A.R., Rudebusch G.D. et Wilcox D.W. (1996)**, « Judging Instrument Relevance in Instrumental Variables Estimation », *International Economic Review*, 37(2), pp. 283-298.
- Hansen L.P. (1982)**, « Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators », *Econometrica*, 50, pp. 1029-1054.

- Hayashi F. et Inoue T. (1991)**, « The Relation Between Firm Growth and Q With Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms », *Econometrica*, 59, pp. 731-753.
- Hendry D., Pagan A. et Sargan J.D. (1984)**, « Dynamic Specification », in Z. Griliches et M. D. Intriligator (éditeurs), *Handbook of Econometrics* (Vol. II), Amsterdam: North-Holland.
- Hubbard R.G. (1998)**, « Capital-Market Imperfections and Investments », *Journal of Economic Literature*, 36 (1), pp. 193-225.
- Jensen M. et Meckling W. (1976)**, « Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure », *Journal of Financial Economics*, 1, pp. 305-360.
- Jorgenson D.W. (1963)**, « Capital Theory and Investment Behavior », *American Economic Review*, 53 (2), pp. 247-259.
- Kim M.A. (1978)**, « A Mean-Variance Theory of Optimal Capital Structure and Corporate Debt Capacity », *Journal of Finance*, 37, pp. 301-319.
- Kuh E. (1963)**, *Capital Stock Growth: A micro-Econometric Approach*, Amsterdam: North-Holland.
- Legendre F., Chevalier J.-M. et Morin P. (1988)**, « L'investissement dans un contexte de faible croissance et de taux d'intérêt élevés. Une étude sur données individuelles du comportement des entreprises industrielles françaises », *Recherches Économiques de Louvain*, 54, pp. 221-249.
- Leland H.E. et Pyle D.H. (1977)**, « Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation », *Journal of Finance*, 32, pp. 371-387.
- Mairesse J. (1990)**, « Time-series and Cross-sectional Estimates on Panel Data: Why are they different and why should they be equal? » in J. Hartog, G. Ridder et J. Theeuwes (éditeurs), *Panel Data and Labor Market Studies*, Amsterdam: North-Holland Publishing Co., pp. 81-95.
- Mairesse J. et Dormont B. (1985)**, « Labor and Investment Demand at the Firm Level: A Comparison of French, U.S., and German Manufacturing, 1970-79 », *European Economic Review*, 28, pp. 201-231.
- Mairesse, J., Hall B.H. et Mulkay B. (1999)**, « Firm-Level Investment in France and the United States: An Exploration of What We Have Learned in Twenty Years », *Annales d'Économie et de Statistique*, 55-56, pp.27-67.
- Meyer J.-R. et Kuh E. (1957)**, *The Investment Decision*, Cambridge, Mass. Harvard University Press.
- Modigliani F. et Miller M.H. (1958)**, « The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment », *American Economic Review*, 48, pp. 261-297.
- Mulkay B. (1991)**, *Investment and Business Survey. A Study on a Panel of French Industrial Firms*, Louvain-la-Neuve: CIACO.
- Mulkay B., Hall B.H. et Mairesse J. (2001)**, « Firm Level Investment and R&D in France and the United States: A Comparison », dans « *Investing Today for the World of Tomorrow* », Contribution to the Deutsche Bundesbank Spring Conference 2000, édité par Dr. Heinz Herrmann, Springer-Verlag.
- Myers J.R. et Majluf N.S. (1984)**, « Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors do not Have », *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 187-221.
- Nelson C.R. et Startz R. (1990)**, « The Distribution of the Instrumental Variables Estimators and its t-Ratio When the Instrument Is a Poor One », *Journal of Business*, 63, pp. 125-140.
- Nickell S.J. (1981)**, « Biases in Dynamic Models with Fixed Effects », *Econometrica*, 49, pp. 1399-1416.
- Oudiz G. (1978)**, « Investment Behavior of French Industrial Firms: A Study on Longitudinal Data », *Annales d'Économie et de Statistique*, 30/31, pp. 511-541.
- Pindyck R.S. et Dixit A.K. (1994)**, *Investment Under Uncertainty*, Princeton: Princeton University Press.
- Rosenwald F. (1995)**, « L'influence de la sphère financière sur la sphère réelle : les canaux du crédit », *Bulletin Trimestriel de la Banque de France*, (supplément Études), 1^{er} trimestre.

Schaller H. (1990), « A Re-examination of the Q Theory of Investment Using U.S. Firm Data », *Journal of Applied Econometrics*, 5(4), pp. 309-325.

Schiantarelli F. (1996), « Financial Constraints in Investment: Methodological Issues and International Evidence », *Oxford Review of Economic Policy*, 12(2), pp. 70-89.

Stiglitz J.E. (1973), « Taxation, Corporate Financial Policy and the Cost of Capital », *Journal of Public Economics*, 2, pp. 1-34.

Stiglitz J.E. et Weiss A. (1981), « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *American Economic Review*, 71, pp. 393-410.

Summers L.H. (1981), « Taxation and Corporate Investment: A Q-Theory Approach », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981(1), pp. 67-127.

Tobin J. (1969), « A General Equilibrium Approach to Monetary Theory », *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, pp. 15-29.

Villieu P. (2000), *Macroéconomie - L'investissement*, Paris, La Découverte, Coll. Repères, n° 278.

Whited T. (1992), « Debt, Liquidity Constraints and Corporate Investment: Evidence from Panel Data », *Journal of Finance*, 47(4), pp. 1425-1460.
