

Fiscalité et coût d'usage du capital : incidences sur l'investissement, l'activité et l'emploi

Bruno Crépon et Christian Gianella*

Une mesure du coût du capital sur données individuelles d'entreprises qui distingue le coût du financement par fonds propres du coût de financement par endettement montre que la dispersion du coût d'usage du capital est relativement élevée. Cette dispersion s'explique, d'une part, par la forte hétérogénéité des structures de financement et, d'autre part, par la variabilité du coût du financement par endettement. L'évolution de la dispersion du coût du capital est aussi liée aux modifications de la fiscalité qui affecte différemment le financement par fonds propres et celui par endettement.

La construction d'un tel coût d'usage du capital individuel permet alors d'analyser les relations entre coûts et volumes des facteurs de production. Plus précisément, l'estimation d'un système de demande de travail, qui exploite les réformes de la fiscalité comme source de variation exogène du coût du capital, identifie les deux mécanismes à l'œuvre lors d'une modification du coût des facteurs : un effet de substitution et un effet de profitabilité. L'effet de substitution, le plus souvent mis en avant lorsqu'il s'agit de modifier la fiscalité sur les facteurs de production, correspond à une réorganisation de la combinaison productive. Il détermine la part de chaque facteur dans la production. À ce premier effet s'ajoute l'incidence du coût des facteurs sur le coût de production unitaire, les prix et *in fine* sur la demande adressée à l'entreprise. Ce second effet l'emporte largement sur le premier. Une hausse du coût d'un facteur affecte ainsi négativement la demande de l'entreprise pour chaque facteur. En d'autres termes, à la suite d'une élévation du coût du capital, la production devient plus riche en emploi mais elle baisse suffisamment pour que l'effet net sur l'emploi soit négatif. Une baisse de la fiscalité du capital sur les entreprises aurait, en supposant le coût du travail inchangé, des effets favorables à la fois sur l'investissement, l'emploi et l'activité.

* Bruno Crépon appartient au département des Études économiques d'ensemble (DEEE) de l'Insee et Christian Gianella au bureau Emploi et Salaires de la Direction de la Prévision.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'analyse empirique du degré de sensibilité de l'investissement des entreprises à une variation du coût d'acquisition du capital est source de controverses. En particulier, la plupart des études macro-économétriques sur données françaises n'identifient pas de lien clair entre la demande des facteurs et le coût relatif capital/travail, et encore moins avec le seul coût du capital (Dormont, 1997). En revanche, des études plus récentes à partir de données d'entreprises mettent en évidence une variation significative du capital à une variation de son coût d'usage, aussi bien en France (Bua, Girard, Legendre et Redondo, 1991) qu'aux États-Unis (Chirinko, Fazzari et Peyer, 1999).

L'analyse développée dans cet article se concentre sur la demande d'investissement des entreprises à long terme. Un système complet de demande de travail et de capital est estimé à partir de données individuelles, qui permet d'identifier simultanément les effets d'une variation des coûts des facteurs sur l'échelle de production (effet de profitabilité) des effets conduisant à une modification de la combinaison productive (effet de substituable). Une variation du coût d'un facteur agit en effet sur les demandes de facteurs principalement par deux mécanismes. Le premier correspond à une *modification de la combinaison productive*. Ainsi, une hausse du coût du capital (par rapport à celui du travail) conduit à réduire l'intensité capitaliste. Ce mouvement est d'autant plus prononcé que l'élasticité de substitution entre les facteurs est importante. La production devient ainsi plus intensive en travail. Outre cet ajustement sur la combinaison productive, une hausse du coût du capital aura également un effet sur la demande des facteurs via l'*élévation du coût de production unitaire*. Si cette hausse est répercutée dans les prix, la demande adressée à l'entreprise se réduit. Au total, l'activité de l'entreprise est plus intensive en main-d'œuvre, mais sa production est moindre. Suivant l'importance des possibilités de substitution et la sensibilité aux prix de la demande adressée aux entreprises, une hausse du coût du capital peut aussi bien conduire à une hausse qu'à une baisse de l'emploi ; si les possibilités de substitution entre les facteurs sont limitées et que la demande est très sensible aux prix, une hausse du coût du capital peut, par exemple, engendrer une baisse des effectifs. Ces deux mécanismes, effet substitution et effet volume, reposent sur trois paramètres clés que l'on cherche à estimer : l'élasticité de substitution entre

facteurs, les rendements d'échelle et l'élasticité de la demande de biens. Ils permettent notamment d'éclairer les effets sur l'emploi et la croissance d'une réforme de la fiscalité pesant sur les entreprises et les ménages, par exemple une baisse (ou une hausse) du taux d'imposition sur les bénéfices ou des taux d'intérêt réels.

Un coût d'usage du capital individualisé

Une première difficulté inhérente à ces estimations provient de la définition du coût du capital qui, sur données agrégées, est souvent approché par un taux d'intérêt réel. Un soin particulier a été apporté à la construction de cette variable en s'inspirant des travaux de Jorgenson (1963) et Auerbach (1983). Le coût d'usage du capital utilisé est ainsi un coût individualisé, qui intègre à la fois la structure du bilan et le taux d'intérêt bancaire auquel se finance chaque entreprise, mais aussi la fiscalité pesant sur les sociétés et les détenteurs d'actions, l'inflation et les amortissements, qui constituent autant de facteurs affectant la détention du capital productif (1).

L'évolution des composantes du coût du capital montre que le taux d'intérêt apparent auquel les entreprises financent leur investissement est très hétérogène et que l'évolution du coût d'usage du capital des entreprises françaises au cours des deux dernières décennies s'explique principalement par l'évolution du coût des fonds propres. La baisse du coût de financement par actions, conjuguée à la baisse du prix relatif des biens d'investissement par rapport aux prix de production explique ainsi pour l'essentiel la diminution du coût d'usage du capital entre 1984 et 1997. Sur la même période, l'évolution de la fiscalité n'a que marginalement influencé le coût du capital. En effet, même si cette fiscalité a connu des modifications d'importance, les effets de la baisse progressive de l'impôt sur les sociétés jusqu'au milieu des années 90 ont été compensés par un accroissement rapide de la pression fiscale à partir de 1995 (hausse de l'impôt sur les sociétés (IS), du taux d'imposition des plus-values et des dividendes). Au total, la baisse du coût des fonds propres s'expliquerait donc principalement par la

1. La construction du coût d'usage du capital présenté dans cet article est détaillée dans le document de travail Crépon et Gianella (2001).

détente des taux d'intérêt réels, détente qui a entraîné la décreue du rendement exigé par les actionnaires.

L'élasticité du capital productif à son coût d'usage

La stratégie d'estimation mise en œuvre consiste à exploiter les changements de fiscalité sur le capital (largement non anticipés par les agents) comme variables instrumentales. Les estimations aboutissent à une élasticité de substitution entre travail et capital assez faible dans le secteur tertiaire – de l'ordre de 0,4 – alors qu'elle serait de l'ordre de 0,6 dans l'industrie. Ces résultats sont compatibles avec ceux de Bua *et al.* (1991), qui obtiennent, également sur données françaises, une élasticité de substitution capital/travail de l'ordre de 0,5 en estimant un système de demande de facteurs où apparaît explicitement un terme de coût du capital. Ces estimations permettent ensuite d'identifier l'élasticité prix de la demande, qui serait proche de 2 dans les deux secteurs. Enfin, elles mettent en évidence une relation directe et importante entre le coût d'usage du capital et le stock de capital productif, relation qui n'apparaît pas dans la plupart des études empiriques antérieures sur données françaises.

Ces résultats sont, en revanche, conformes à ceux de Cummins, Hassett et Hubbard (1994) qui ont étudié, sur données d'entreprises américaines, les effets des réformes fiscales sur la formation du capital productif en se fondant sur les modèles d'offre de type Q-modèles d'investissement avec coûts d'ajustement (Hayashi, 1982). Leur méthode d'estimation est donc différente, mais ils obtiennent des valeurs de l'élasticité de la formation de capital productif à son coût d'usage significatives, qui fluctuent entre 0,5 et l'unité selon les années considérées.

Les effets « volume » liés à une variation du coût du capital obtenus ici sont importants, mais une hausse (respectivement une baisse) du coût du capital serait également accompagnée d'une baisse (respectivement une hausse) de l'investissement via des effets de substitution entre facteurs. Cet effet est plus important dans l'industrie que dans le tertiaire. Au total, une baisse de 1 % du coût du capital entraînerait en moyenne une hausse de plus de 1 % du stock de capital dans l'industrie, et d'environ 0,7 % dans les services. Dans le

modèle élémentaire de demande de facteurs présenté ici, l'effet revenu est supérieur à l'effet de substitution. Il en résulte qu'en équilibre partiel une baisse de la fiscalité du capital aurait des effets favorables à la fois sur l'investissement, la production et l'emploi et ce aussi bien dans l'industrie que dans le secteur tertiaire.

Une baisse substantielle du coût d'usage du capital...

Au cours de la période étudiée, 1984-1997, le coût du capital, dont la construction est détaillée dans l'encadré 1, montre une tendance à la baisse, marquée toutefois par une forte remontée en 1990 qui se maintient jusqu'en 1993. La baisse sur l'ensemble de la période est importante, de l'ordre de 20 % (cf. tableau 1 et graphique I) (2) et s'explique essentiellement par la baisse du coût réel des fonds propres et la constante diminution du prix relatif des biens d'investissement par rapport à la valeur ajoutée.

Les deux composantes du coût du capital, coût des fonds propres et coût de l'endettement, ont en effet évolué de façon différente (cf. graphique I et tableau 2). Le coût moyen de la dette est resté stable, aux alentours de 8 % pour la valeur médiane et de 10 % pour la moyenne, à l'exception notable du début des années 90, où il a connu une forte progression conforme à la remontée des taux d'intérêt de cette période. Cette hausse s'est cependant résorbée entre 1993 et 1995. La dispersion du coût de la dette s'est fortement réduite sur l'ensemble de la période (cf. graphique II). Cette réduction est principalement concentrée sur la fin des années 80.

... et du coût des fonds propres

Le coût réel des fonds propres a, quant à lui, fortement baissé sur la période considérée. Il est en effet passé de 20 points en 1984 à 11 points en 1997. Au-delà de ce mouvement d'ensemble, l'évolution du coût des fonds propres est aussi très heurtée et a également connu une hausse sensible en 1990 avant de baisser fortement en 1994. Le coût des fonds propres dépend simultanément de l'évolution

2. Le coût d'usage commenté ici est le coût déflaté par les prix de valeur ajoutée au niveau sectoriel, les indices de prix étant fixés à 100 en 1980.

Tableau 1
Coût des fonds propres, de la dette et du coût d'usage du capital

| | Coût réel moyen des fonds propres $\rho / (1 - \tau) - \pi_I$ | Coût réel moyen de la dette $R - \pi_I$ | Part moyenne de l'endettement (s) | Taux de dépréciation (δ) | Prix relatif de l'investissement et de la VA $\frac{P_I}{P}$ | Taux d'intérêt réel $R_0 - \pi_I$ | Coût d'usage moyen du capital |
|------|--|--|-----------------------------------|-----------------------------------|---|--------------------------------------|-------------------------------|
| 1984 | 0,20 | 0,10 | 0,51 | 0,10 | 1,00 | 0,066 | 0,22 |
| 1985 | 0,18 | 0,10 | 0,52 | 0,10 | 1,00 | 0,069 | 0,22 |
| 1986 | 0,12 | 0,11 | 0,52 | 0,10 | 0,97 | 0,053 | 0,20 |
| 1987 | 0,15 | 0,10 | 0,52 | 0,10 | 0,95 | 0,077 | 0,21 |
| 1988 | 0,13 | 0,10 | 0,51 | 0,11 | 0,94 | 0,069 | 0,20 |
| 1989 | 0,12 | 0,09 | 0,51 | 0,11 | 0,95 | 0,059 | 0,20 |
| 1990 | 0,18 | 0,10 | 0,51 | 0,11 | 0,94 | 0,083 | 0,23 |
| 1991 | 0,15 | 0,10 | 0,49 | 0,11 | 0,93 | 0,064 | 0,21 |
| 1992 | 0,13 | 0,12 | 0,47 | 0,11 | 0,91 | 0,077 | 0,21 |
| 1993 | 0,15 | 0,13 | 0,45 | 0,11 | 0,88 | 0,090 | 0,22 |
| 1994 | 0,10 | 0,11 | 0,43 | 0,10 | 0,90 | 0,060 | 0,19 |
| 1995 | 0,13 | 0,10 | 0,45 | 0,10 | 0,89 | 0,068 | 0,19 |
| 1996 | 0,11 | 0,10 | 0,42 | 0,10 | 0,89 | 0,059 | 0,18 |
| 1997 | 0,11 | 0,09 | 0,42 | 0,10 | 0,88 | 0,057 | 0,18 |

Lecture : les coûts des fonds propres, de la dette et du coût d'usage du capital sont obtenues à partir des valeurs moyennes de l'échantillon BIC pour chaque année.

Les définitions retenues pour les différentes variables d'intérêt sont les suivantes :

Part des dettes dans le financement : $s = \text{dettes} / (\text{dettes} + \text{fonds propres})$ avec $\text{dettes} = \text{dettes stables} + \text{découverts bancaires} + \text{effets portés à l'escompte}$

Taux d'intérêt apparent du crédit bancaire : $R = \text{frais financiers} / \text{dettes}$

Taux de dépréciation : $\delta = \text{amortissement} / \text{immobilisations productives brutes}$

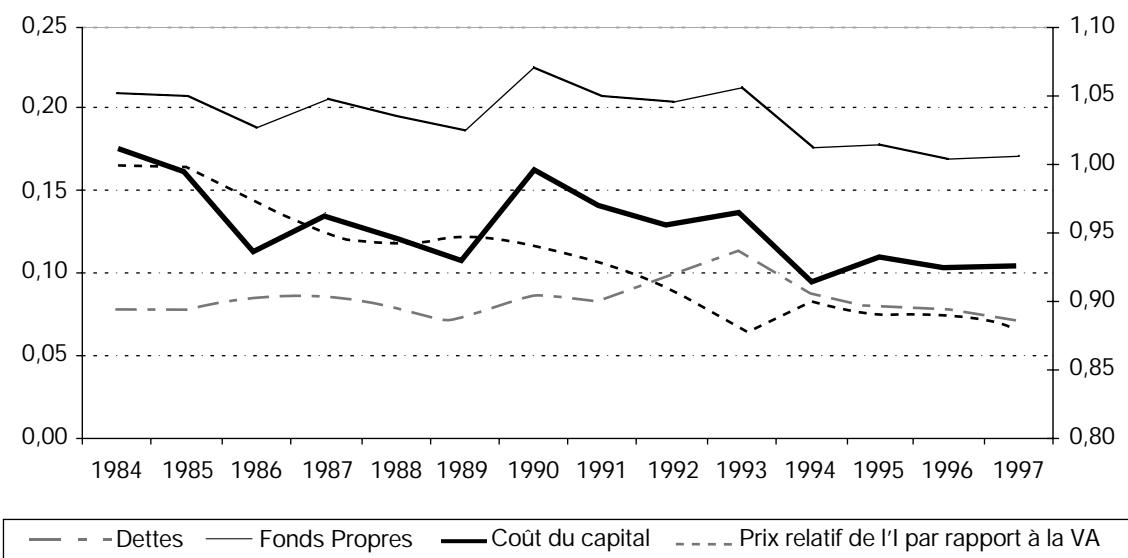
Part des bénéfices versés sous forme de dividendes : $d = \text{dividendes versés} / \text{bénéfices après impôt sur les sociétés}$

Prix à l'investissement et prix de la valeur ajoutée : on utilise les indices de prix par branches au niveau 40 de la nomenclature NAP.

La prime de risque est fixée à zéro.

Sources : BIC, Insee, et calculs des auteurs.

Graphique I
Coût du capital, coût des fonds propres et coûts de la dette (valeurs médianes)



Lecture : l'échelle de droite est celle du prix relatif des investissements par rapport au prix de valeur ajoutée. L'indice est celui de la comptabilité nationale base 100 en 1980. L'échelle de gauche est celle des autres grandeurs reportées sur le graphique : coût de la dette, coût des fonds propres et coût du capital.

Source : BIC, Insee et calculs des auteurs.

du taux d'intérêt nominal R_0 et de l'évolution de la fiscalité. D'après les équations [2] et [7] de l'encadré 1 (et en négligeant la prime de risque), l'effet de la fiscalité sur le coût des fonds propres peut être résumé par un facteur ϕ affectant multiplicativement le taux d'intérêt nominal $C_{FP} = \phi R_0$ (3). Ce facteur ϕ a, en réalité, peu diminué entre 1984 et 1997 (de 1,91 à 1,84), mais cette évolution apparemment modeste est la résultante de changements importants et fréquents. La baisse de l'IS à la fin des années 80 a en effet entraîné un net fléchissement du coût des fonds propres (de l'ordre de trois points pour un taux d'intérêt nominal de 10 %). La hausse du taux de prélèvement libératoire en 1990 et plus récemment la forte remontée du taux de l'IS (de 36,7 % à 41,7 % en 1997) et du taux d'imposition des plus-values ont contribué à ramener le coefficient ϕ à un niveau proche de celui du début des années 80. Sur l'ensemble de la période, c'est donc principalement la baisse des taux d'intérêt qui explique l'évolution du coût des fonds propres (cf. graphique II). Il en est par conséquent de même pour ce qui concerne le coût d'usage du capital, dont l'évolution est essentiellement guidée par celle du coût des fonds propres.

Un désendettement significatif des entreprises

La baisse du coût des fonds propres relativement à celui de l'endettement s'est, de fait,

accompagnée d'un désendettement significatif des entreprises. Malgré cette baisse importante, le coût du financement des investissements par fonds propres (hors prise en compte de la prime de risque) est demeuré supérieur, en moyenne, au coût du financement par endettement. Ceci est conforme au modèle théorique, pour lequel la contrainte d'endettement doit être saturée dès lors que le coût du financement par fonds propres, y compris la prime de risque, est plus élevé que celui par endettement. Le désendettement des entreprises s'accélère à partir du début des années 90, la part moyenne des dettes dans le bilan diminuant de 51 % en 1990 à 42 % en 1997.

La décomposition de l'évolution du coût du capital entre les contributions de l'endettement, du financement par fonds propres, du taux de dépréciation et d'un dernier terme regroupant l'influence simultanée de l'amortissement et de l'inflation montre que la baisse de l'inflation n'a pas été neutre sur l'évolution du coût du capital (cf. tableau 2). Une discussion complète de ses effets est toujours délicate (4) (il faudrait, en particulier, tenir compte du rendement réel exigé par les actionnaires,

3. Le paramètre de fiscalité s'écrit avec les notations de l'encadré 1 :

$$\phi = \frac{(1-t_0)/(1-\tau)}{(1-t_d)d + (1-t_p)(1-d)}$$

4. Voir l'article de Auerbach (1983) pour une discussion détaillée.

Tableau 2
Contributions au coût d'usage moyen du capital

| | Contribution de la dette $\frac{p_t}{p} s(R - \pi_t)$ | Contribution des fonds propres $\frac{p_t}{p} (1-s) \left(\frac{p}{1-\tau} - \pi_t \right)$ | Contribution de la dépréciation du capital $\frac{p_t}{p} \delta$ | Contribution de l'amortissement et de l'inflation $\frac{p_t}{p} \tau \pi_t \left(\frac{\Delta_f - 1}{1-\tau} \right)$ | Coût du capital Moyen |
|------|--|---|--|--|-----------------------|
| 1984 | 0,05 | 0,10 | 0,11 | - 0,04 | 0,22 |
| 1985 | 0,05 | 0,09 | 0,10 | - 0,03 | 0,22 |
| 1986 | 0,05 | 0,06 | 0,10 | - 0,01 | 0,20 |
| 1987 | 0,05 | 0,07 | 0,10 | - 0,01 | 0,21 |
| 1988 | 0,05 | 0,06 | 0,10 | - 0,01 | 0,20 |
| 1989 | 0,04 | 0,06 | 0,11 | - 0,01 | 0,20 |
| 1990 | 0,04 | 0,08 | 0,11 | - 0,01 | 0,23 |
| 1991 | 0,04 | 0,07 | 0,11 | - 0,01 | 0,21 |
| 1992 | 0,05 | 0,07 | 0,10 | 0,00 | 0,21 |
| 1993 | 0,05 | 0,07 | 0,10 | 0,00 | 0,22 |
| 1994 | 0,04 | 0,05 | 0,10 | 0,00 | 0,19 |
| 1995 | 0,04 | 0,06 | 0,09 | 0,00 | 0,19 |
| 1996 | 0,03 | 0,06 | 0,09 | 0,00 | 0,18 |
| 1997 | 0,03 | 0,06 | 0,09 | 0,00 | 0,18 |

Source : calculs des auteurs.

Encadré 1

LE COÛT D'USAGE DU CAPITAL : DÉFINITION ET MESURE

D'un point de vue théorique, le coût du facteur capital peut se définir comme un prix de location. Le stock d'actifs physiques est détenu sur longue période et l'écriture d'un prix de location pour une période revient à supposer que la firme est en mesure de revendre son capital productif à chaque fin de période. Cette définition découle naturellement du calcul de la séquence optimale d'investissement par maximisation du profit intertemporel de l'entreprise et on considère fréquemment que le coût de détention réel C_K du capital est égal au produit du prix relatif des biens d'équipement P_t par rapport au prix de production P_t par un taux d'intérêt réel $(R - \pi_t)$ augmenté du taux de dépréciation δ (Jorgenson, 1963) :

$$C_K = \frac{P_{t,t}}{P_t} (R + \delta - \pi_t) \quad [1]$$

Cette définition présente l'inconvénient d'ignorer le fait que les entreprises ne se financent pas exclusivement par recours à l'emprunt bancaire, mais aussi auprès de leurs actionnaires. Ainsi, le coût d'usage du capital doit prendre en compte la diversité des modes de financement et de leur rémunération.

Les modes de financement des entreprises

Pour financer ses investissements une entreprise peut soit recourir à la dette, au taux d'intérêt R , soit retenir une partie des bénéfices pour autofinancer l'accumulation du capital. La rétention de bénéfices, plutôt que la redistribution en totalité aux actionnaires, n'est pas fondamentalement différente d'un financement par émission nouvelle d'actions. Ces deux modes de financement ont *a priori* des coûts différents pour l'entreprise, résultant de fiscalités différentes sur les revenus des obligations et des actions (cf. *infra*).

Conformément à ce qui est observé en général sur les marchés financiers, on suppose que le coût de la dette est inférieur au coût de financement par fonds propres. En effet, pour la structure moyenne de taxation des ménages, la fiscalité est plus favorable à la détention d'obligations. Dans ces conditions, les entreprises devraient se financer exclusivement par endettement, ce qui est directement contredit par l'observation. Trois explications au moins permettent de rendre compte de ce résultat (voir Auerbach (1983) pour un exposé complet). La première a donné lieu à ce qu'il est convenu d'appeler l'équilibre de Miller. L'idée centrale est que les taux d'imposition variant avec le revenu, l'arbitrage entre détention d'actions ou d'obligations diffère d'un individu à l'autre. Les individus fortement taxés auront intérêt à détenir des actions et les autres des obligations. Il existe un niveau de revenu intermédiaire pour lequel les individus sont indifférents entre la détention des deux types d'actifs. Cette hétérogénéité dans l'offre de financement est susceptible de rendre compte de l'existence de modes de financement différents. La deuxième trouve son origine dans des problèmes d'information imparfaite entre l'entreprise et les détenteurs d'obligations. Un endettement important incite l'entreprise, n'ayant pas à supporter la totalité des coûts de faillite, à investir dans des projets plus risqués. Le rendement exigé de la dette est alors une fonction croissante du ratio dette sur fonds propres. Il existe alors une structure optimale de financement correspondant à la minimisation du coût du capital. Une dernière façon de rendre compte d'une structure de financement non exclusivement par endettement est de faire l'hypothèse *ad hoc* d'une contrainte sur le taux d'endettement.

Si les deux dernières explications se recoupent en partie quant à leur effet sur la modélisation du coût du capital, elles diffèrent, en revanche, largement en ce qui concerne les sources de variabilité de ce coût. Dans le deuxième cas, la structure de financement résulte d'une optimisation, alors que dans le dernier il s'agit d'une contrainte externe. Ici on suppose que le ratio d'endettement ne peut dépasser un certain seuil (s) éventuellement dépendant de l'entreprise (et non de variables endogènes), ce qui correspond en fait au dernier cas évoqué précédemment, ce seuil ne dépendant en effet pas des variables endogènes. En notant A_t la valeur de l'actif de l'entreprise et E_t son stock de dettes, on impose la contrainte $E_t \leq sA_t$.

Le coût du capital sera alors égal à la moyenne, pondérée par leur part respective dans le financement des actifs, du coût de la dette et du coût des fonds propres. L'écriture d'un modèle théorique plus complet tenant également compte de la fiscalité pesant sur les entreprises et de l'amortissement fiscal donne alors la nouvelle définition du coût d'usage du capital suivante (Crépon et Gianella, 2001) :



étant données les variations de prix à la consommation), mais la baisse de l'inflation a légèrement augmenté le coût du capital. Le mécanisme sous-jacent est celui d'une érosion moins rapide de la dette, dont le paiement des intérêts est déductible de l'IS. De 1984 à 1997, la baisse de l'inflation a ainsi contribué à relever de quatre points le coût du capital.

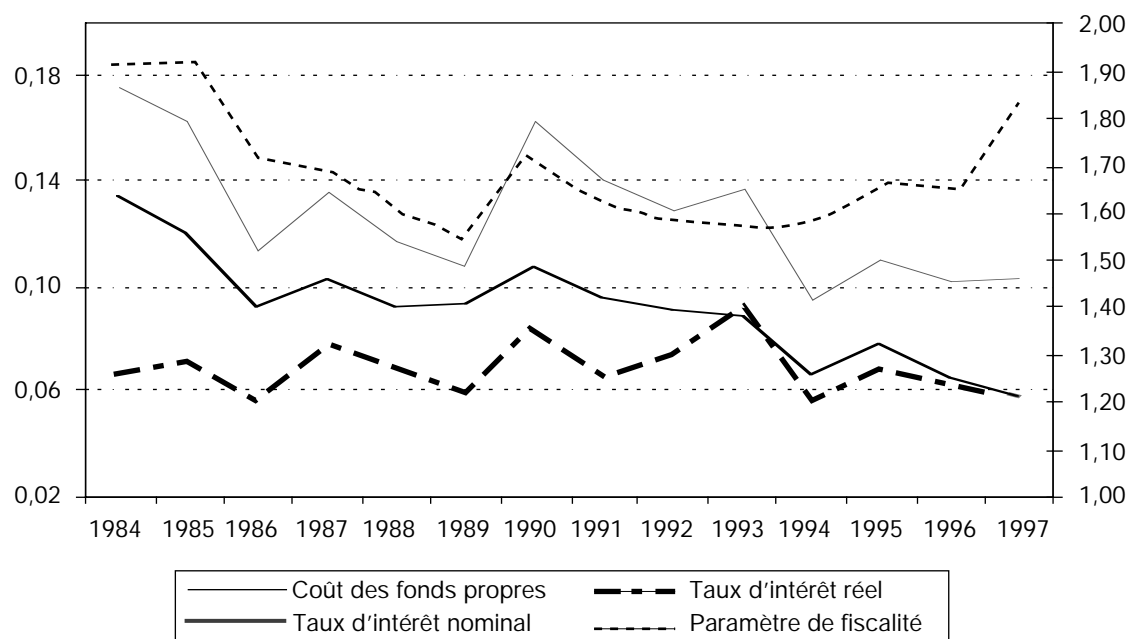
La dispersion du coût du capital s'est fortement réduite au cours de la période (cf. graphique III). L'écart interquartile passe, en effet, de 0,13 à 0,09 entre le début et la fin de la période étudiée, soit une baisse de 40 %, alors que la baisse du coût moyen n'est que de 20 %. Cette évolution est principalement liée à la réduction de la dispersion du coût de la dette, encore plus prononcée que celle du coût du capital (l'écart interquartile passe de 0,13 à 0,07). Ainsi, au moment de la forte progression des taux d'intérêt, la dispersion du coût de la dette augmente, mais cette augmentation est très faible. D'après les théories du canal large du crédit, qui explique comment l'accès au crédit est affecté par des conditions de financement plus restrictives (voir l'article de Fabienne Rosenwald dans ce numéro) la progression des taux d'intérêt devrait s'accompagner d'une plus grande dispersion des conditions de financement. Néanmoins, la

mesure du taux d'intérêt retenue ici est fondée sur le coût apparent de la dette. Il incorpore ainsi une inertie et ne réagit aux variations des conditions de financement courantes qu'avec retard. Toutefois, la baisse du taux d'endettement démarre réellement au cours de cette période. La dispersion du coût des fonds propres est, par construction, faible. Elle s'accroît à la fin des années 80 car les entreprises commencent à verser davantage de dividendes (alors qu'il serait plus rentable du point de vue de la fiscalité d'autofinancer les investissements). Cela explique qu'au total la dispersion du coût du capital ait peu évolué (cf. graphique III).

Effets de substitution et effet de profitabilité

Au niveau individuel, une variation du coût d'un facteur agit sur les demandes de facteurs principalement par deux canaux. Le premier correspond à une modification de la combinaison productive. Ainsi, une hausse du coût du capital (par rapport à celui du travail) conduit à réduire l'intensité capitaliste. Ce mouvement est d'autant plus prononcé que l'élasticité de substitution entre les facteurs est importante. La production devient donc plus

Graphique II
Coût des fonds propres, taux d'intérêt réel et nominal et paramètre de la fiscalité Φ



Lecture : l'échelle de droite est celle du paramètre de fiscalité. L'échelle de gauche est celle des autres grandeurs reportées sur le graphique (taux d'intérêt réel et nominal et coût des fonds propres).
Source : BIC, Insee et calcul des auteurs.

Encadré 1 (suite)

$$C_K = \frac{P_I}{P} \left(sR + (1-s) \frac{\rho}{1-\tau} + \delta - \pi_f \left(\frac{1-\tau\Delta_f}{1-\tau} \right) \right) \quad [2]$$

où en sus des notations précédentes, ρ représente le rendement des fonds propres, τ le taux de l'impôt sur les sociétés, et Δ_f est la valeur actualisée totale de l'amortissement pour un nouvel investissement de 1 franc.

Cette définition correspond en fait à l'intuition. Le passif de l'entreprise étant composé à la fois de fonds propres et de dettes, le coût du capital est une combinaison linéaire des coûts des deux sources de financement, la pondération étant égale à leur part respective dans le bilan. Contrairement aux paiements des intérêts des dettes, les entreprises ne peuvent déduire de leur impôt les dividendes et les bénéfices non distribués. Il en résulte que le coût pour l'entreprise des fonds propres est supérieur au rendement exigé des actionnaires d'un facteur $1/(1-\tau)$. Le terme de dépréciation économique du capital est usuel. Enfin, le coût d'usage réel du capital s'obtient en tenant compte des variations des prix à l'investissement, mais contrairement à l'expression [1] le terme d'inflation est affecté d'un facteur multiplicatif qui permet de tenir compte des distorsions liées à l'amortissement fiscal (un amortissement fiscal moins favorable engendrant un surcoût pour l'entreprise).

Rendement et coût des fonds propres

L'évaluation du coût d'usage du capital nécessite, d'après l'équation [2], la connaissance du rendement des fonds propres ρ , lié au rendement exigé par les actionnaires, pour déterminer le coût des fonds propres $C_{fp} = \rho/(1-\tau)$ où τ est le taux d'imposition des sociétés.

Par définition, le rendement annuel avant imposition d'un investissement est égal à la somme des dividendes versés et de la plus-value réalisée avant imposition et après paiement des dividendes :

$$\rho = D + V \quad [3]$$

où D est le montant des dividendes annuels versés par franc investi et V la plus-value nominale réalisée avant impôt.

Pour les actionnaires, les dividendes sont taxés au taux t_d et les plus-values au taux t_p (1). En supposant une réalisation annuelle de ces plus-values, l'impôt acquitté au titre de la détention d'une action est alors $t_d D + t_p V$. L'équilibre du marché des capitaux impose l'égalité entre le rendement (nominal) P_a requis par les actionnaires et le rendement (nominal) après impôt d'un investissement :

$$\rho_a = (1-t_d)D + (1-t_p)V \quad [4]$$

Les entreprises redistribuent une fraction (d) de leurs bénéfices sous forme de dividendes (c'est-à-dire $d = D/(D+V) = D/\rho$). Cette fraction est évidemment endogène, et fluctue tout comme V avec les anticipations des marchés financiers quant à la valorisation boursière de l'entreprise, mais le comportement (extrêmement complexe) de versement des dividendes de l'entreprise n'est pas modélisé (2). L'introduction de la part des dividendes versés permet, en



1. Pour le calcul du taux d'imposition des ménages, il faut tenir compte de l'avoir fiscal, c'est-à-dire du dégrèvement fiscal dont bénéficient les actionnaires ayant touché des dividendes afin de neutraliser (ou limiter) la double taxation des bénéfices des sociétés. Si on note t_{af} le taux de l'avoir fiscal et t_{ir} le taux marginal de l'impôt sur le revenu frappant les actionnaires – on suppose, pour simplifier, que l'ensemble des actionnaires est taxé au taux marginal maximal –, le taux de taxation des dividendes est donné par :

$$t_d = t_{ir}(1+t_{af}) - t_{af}$$

Ainsi, pour un actionnaire soumis à un taux marginal d'imposition sur les revenus identique au taux d'imposition sur les sociétés τ , l'imposition sur les dividendes est nulle si le taux de l'avoir fiscal vérifie :

$$t_{af} = \tau/(1-\tau).$$

2. L'explication de la stratégie de versement des dividendes demeure un sujet extrêmement complexe, étant donné qu'il n'y a pratiquement aucun actionnaire pour qui la taxation des dividendes soit plus avantageuse que celle des plus-values. Le lecteur pourra se reporter à Auerbach (1983) pour des tentatives d'explication.

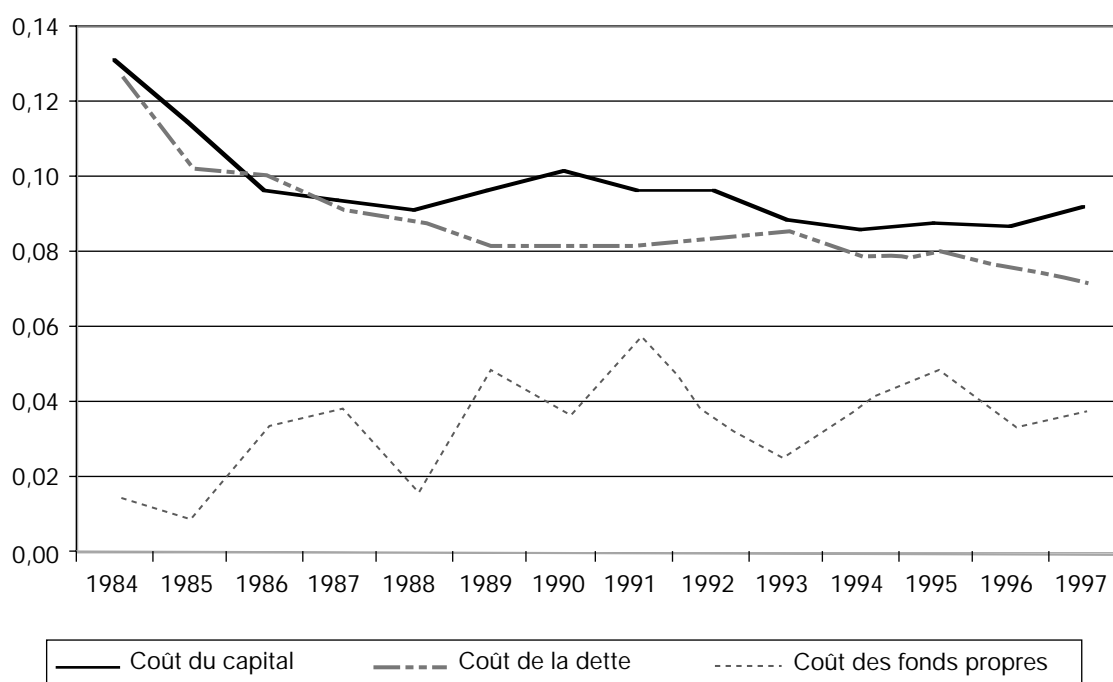
intensive en travail. Outre cet ajustement sur la combinaison productive, une hausse du coût du capital aura également un effet sur la demande des facteurs via l'élévation du coût de production unitaire. Si cette hausse est répercutée dans les prix, la demande adressée à l'entreprise se réduit. Au total, l'activité de l'entreprise est plus intensive en main-d'œuvre, mais sa production est moindre. Suivant l'importance des possibilités de substitution et la sensibilité aux prix de la demande adressée aux entreprises, une hausse du coût du capital peut aussi bien conduire à une hausse qu'à une baisse de l'emploi ; si les possibilités de substitution entre les facteurs sont limitées et que la demande est très sensible aux prix, une hausse du coût du capital peut, par exemple, engendrer une baisse des effectifs.

Pour illustrer ces mécanismes, on considère une entreprise dont la technologie est à élasticité de substitution constante entre capital et travail, notée σ , et dont les rendements d'échelle sont égaux à η . On fait par ailleurs l'hypothèse que la demande adressée à l'entreprise a une élasticité par rapport au prix de vente constante et notée ε . Le comportement de prix de l'entreprise consiste à appliquer un mark-up constant μ sur le coût marginal de production (5).

Le système d'équations [10], [11] et [12] montre comment la variation du prix d'un facteur affecte d'une part la demande relative des différents facteurs et d'autre part l'échelle de production (cf. encadré 2). Ainsi, une hausse du coût du travail a un effet positif sur la demande de capital au travers de l'effet de substitution mais un effet négatif au travers de l'effet transitant par les prix (résumé par le paramètre e). Au total, l'effet sur le capital n'est positif que si $\sigma \geq e$, ce qui suggère des possibilités de substitution importantes. En effet, si les rendements d'échelle ne sont pas trop élevés par rapport à l'élasticité de la demande ($\varepsilon/(\varepsilon-1) \geq \eta$), on peut vérifier que le paramètre e est supérieur à 1. En outre, l'effet est d'autant plus fort que la technologie de l'entreprise est intensive en mains-d'œuvre ($\tilde{\pi}_L$ élevé).

5. Les paramètres μ et ε peuvent être considérés comme liés par la relation traditionnelle $\mu = \varepsilon/(\varepsilon-1)$. Toutefois, dans le cas d'entreprises oligopolistiques produisant des biens différenciés, le comportement de marge des entreprises n'est plus uniquement déterminé par l'élasticité de la demande ε , mais dépend aussi des parts de marché de l'entreprise (c'est-à-dire de sa propre capacité à influencer sur l'indice de prix global).

Graphique III
Écarts interquartiles du coût du capital, du coût de la dette et du coût des fonds propres



Source : BIC, Insee et calcul des auteurs.

Encadré 1 (fin)

réécrivant l'équation [4], d'expliciter la valeur du taux de rendement nominal après impôt ρ_a requis par les actionnaires à partir des paramètres de fiscalité et du rendement des fonds propres ρ :

$$\rho_a = \rho(1 - dt_d - (1 - d)t_p) = \rho(1 - c)$$

où $c = dt_d + t_p(1 - d)$ est le taux d'imposition global pesant sur les actions.

Un ménage peut détenir trois types d'actifs : des actions offrant un rendement ρ_a , défini précédemment, des obligations émises par les entreprises offrant un rendement ρ_e et des obligations d'État sans risque au rendement nominal ρ_o . À l'équilibre, et en l'absence de contraintes de liquidités pour les ménages, ces trois rendements sont identiques, modulo la prime associée à la détention d'actifs risqués :

$$\rho_o = \rho_a - \xi_{Action} = \rho_e - \xi_{Dette} \quad [6]$$

où $\xi_{Actions}$ et ξ_{Dettes} désignent respectivement les primes de risques sur actions et sur obligations émises par les entreprises (3). Cette condition d'équilibre permet de déterminer l'expression du coût de la dette et du coût des fonds propres pour les entreprises. Cependant, l'écriture de cette condition suppose que le portefeuille optimal détenu par les ménages comporte les trois types d'actifs (cette condition d'un optimum intérieur n'est donc pas compatible avec l'écriture de l'équilibre de Miller mentionné plus haut).

Pour une obligation d'État n'offrant aucune perspective de plus-value mais un rendement nominal avant impôt de R_o , le rendement nominal après impôt est simplement, $\rho_o = (1 - t_o)R_o$ en notant t_o le taux d'imposition frappant ce type de titres. La détention d'une obligation émise par les entreprises, taxé au même taux t_o , offrira un rendement avant impôt R en général supérieur au taux R_o en raison de la prime liée à la qualité de la signature. L'équation d'arbitrage des ménages issue de l'expression [6] est alors simplement :

$$(1 - t_o)R = (1 - t_o)R_o + \xi_{Dette}$$

Il en résulte un coût de la dette (4) :

$$C_{Dettes} = R = R_o + \frac{\xi_{Dette}}{1 - t_o} \quad [7]$$

De la même manière, l'égalisation des rendements après impôt entre obligation d'État et actifs risqués permet d'obtenir la valeur du rendement exigé des fonds propres.

$$\rho(1 - c) = \rho_a = (1 - t_o)R_o + \xi_{Action} \quad [8]$$

Finalement, le rendement des fonds propres a pour expression :

$$c_{fp} = \frac{\rho}{1 - \tau} = \frac{1}{1 - \tau} \left(\frac{1 - t_o}{1 - c} R_o + \frac{\xi_{Action}}{1 - c} \right) \quad [9]$$

Le facteur $(1 - t_o)/(1 - c)$ intervenant dans l'équation [9] s'interprète comme la différence de fiscalité entre revenus d'actions et revenus d'obligations. Suivant que la fiscalité avantage la détention d'actions ou d'obligations, ce terme est respectivement inférieur ou supérieur à 1 et donc le rendement avant impôt exigé par les actionnaires, hors la prime de risque, est inférieur (respectivement supérieur) au rendement des obligations (5). On vérifie que le coût de la dette est en général plus faible que celui des fonds propres.

3. Dans la mesure du coût du capital, la prime de risque est négligée. Son évaluation est en effet un exercice difficile. Par ailleurs, au terme d'une construction complexe de cette prime de risque, basée sur les fluctuations des cours boursiers, de l'inflation et des taux d'intérêt, Blanchard (1993) a montré que tant le niveau que la variabilité de cette prime était négligeable par rapport aux mouvements des taux d'intérêt dans la détermination du coût des fonds propres (ceci étant notamment lié à la baisse du taux d'inflation).

4. Les valeurs du coût réel de la dette figurent dans le tableau 3.

5. Les rendements hors prime de risque sont comparés dans le tableau 2 où on observe la baisse de l'endettement à la suite de la baisse relative du coût des fonds propres par rapport à la dette.

Une estimation simultanée sur données individuelles

L'ensemble des équations [10], [11], [12] et [12'] sont estimées simultanément sur des données individuelles. Ne sont considérées que les évolutions des grandeurs sur longue période, ce qui permet de négliger les composantes d'ajustement de court terme du stock de capital. En pratique, l'analyse porte sur l'évolution de 1990 à 1995, le choix de cette période d'estimation étant motivé à la fois par la variation sensible de la fiscalité du capital et par la forte baisse du coût d'usage moyen sur cette période.

Le fichier de données utilisées concerne les entreprises présentes en 1989, 1990 et 1995. Après élimination d'observations aberrantes, le fichier contient 10 506 entreprises indus-

trielles et 15 843 entreprises tertiaires. Le coût du capital, le coût moyen du travail (ratio de la masse des frais de personnel aux effectifs), la valeur ajoutée, les effectifs et le stock de capital sont déterminés comme décrits dans l'encadré 3. Le stock de capital est enregistré dans les données de bilan des entreprises au coût d'acquisition. Les investissements anciens sont ainsi sous-évalués, compte tenu de l'inflation. Une correction standard est donc effectuée qui consiste à déflater ces acquisitions non pas par le prix de l'investissement courant, mais par celui en vigueur à une date passée, et qui correspond à l'âge moyen du capital, lui-même estimé à partir des immobilisations et des amortissements.

Le système d'équations [10], [11] et [12] de l'encadré 2 ne peut être directement estimé sur données individuelles, puisque les volumes

Encadré 2

VOLUMES D'ACTIVITÉ ET PRIX DES FACTEURS

Crépon et Gianella (2001) montrent comment les décisions de l'entreprise concernant le volume de son activité et les volumes des facteurs sont déterminés par les prix de ces facteurs. Pour l'essentiel, deux équations résument ce comportement, l'une déterminant la combinaison des facteurs et l'autre le volume d'activité :

$$d \log \frac{K}{L} = \sigma d \log \frac{w}{c_K} \quad [10]$$

et

$$d \log Q = -\eta e (\tilde{\pi}_K d \log c_K + \tilde{\pi}_L d \log w) + \frac{\eta e}{\varepsilon} (d_0 - \varepsilon c_0) \quad [11]$$

où K et L représentent le stock de capital et le niveau d'emploi de l'entreprise, c_K et w leur coût respectif, σ l'élasticité de substitution entre facteurs, $\tilde{\pi}_L = wL/C$ et $\tilde{\pi}_K = c_K K/C$ la part de la rémunération de chacun des facteurs dans les coûts totaux de l'entreprise C , Q le niveau de production d_0 et c_0 des variations extérieures de la demande et des coûts. Enfin, e est un paramètre faisant intervenir l'élasticité de la demande et les rendements d'échelle :

$$e = \varepsilon / (1 - (1 - \varepsilon)(1 - \eta)).$$

Ces deux équations [10] et [11], jointes à la technologie de production, permettent de retrouver le niveau de la demande pour chacun des facteurs, soit en fonction des coûts et du niveau de production, soit uniquement en fonction des coûts :

$$d \log K = -\sigma d \log c_K + \frac{e - \sigma}{\eta e} d \log Q + \frac{\sigma}{\varepsilon} (d_0 - \varepsilon c_0) \quad [12]$$

ou sous une autre forme :

$$d \log K = -e d \log c_K + (\sigma - e) \tilde{\pi}_L d \log w / c_K + \frac{e}{\varepsilon} (d_0 - \varepsilon c_0) \quad [12']$$

Ces relations montrent que la variation du prix d'un facteur peut affecter négativement la demande d'un autre facteur. Ainsi, une hausse du coût du travail a un effet positif sur la demande de capital au travers de l'effet de substitution mais un effet négatif au travers de l'effet transitant par les prix (résumé par le paramètre e). Au total, l'effet sur le capital n'est positif que si $\sigma \geq e$, ce qui suggère des possibilités de substitution importantes. En effet, si les rendements d'échelle ne sont pas trop élevés par rapport à l'élasticité de la demande ($e/(\varepsilon - 1) \geq \eta$), on peut vérifier que le paramètre e est supérieur à 1. En outre, l'effet est d'autant plus fort que la technologie de l'entreprise est intensive en main-d'œuvre ($\tilde{\pi}_L$ élevé).

produits par les entreprises ne sont pas observés et que seules les ventes ou la valeur ajoutée en valeur, notée V , peuvent être mesurées. Les équations précédentes peuvent en fait être réécrites en ne faisant intervenir que des grandeurs mesurables, mis à part les chocs de demande et de productivité d_0 et $-c_0$ (cf. encadré 4). L'ensemble des équations [13], [14] et [15] est alors estimé sur l'échantillon équation par équation, puis simultanément.

L'équation concernant l'intensité capitalistique est la plus « standard » des trois. Elle fournit directement le paramètre clé qu'est l'élasticité de substitution entre les facteurs. L'intérêt de l'équation de capital est de mettre potentiellement en évidence un effet du coût du capital sur l'accumulation de capital. L'estimation de ce type d'équation sur données macroéconomiques s'est, en général, soldée par un échec. Sur données micro-

Encadré 3

LES MESURES SUR DONNÉES INDIVIDUELLES

Le fichier BIC est un fichier annuel contenant des informations comptables obtenues à partir des bilans et comptes de résultats des entreprises. Ces données sont issues des sources fiscales et de l'*Enquête Annuelle d'Entreprise* (EAE). Le champ du fichier fiscal utilisé est celui des entreprises soumises à l'impôt sur les sociétés (IS) au titre des bénéficiaires industriels et commerciaux (BIC), imposées au bénéfice réel normal (BRN), et ayant soit plus de 20 salariés, soit plus de 100 millions de francs de chiffre d'affaires, soit plus de 200 millions de francs de total de bilan. Un échantillon des entreprises des BRN ne vérifiant pas ces conditions fait aussi partie du fichier. Il contient environ 100 000 entreprises chaque année.

Des données comptables au niveau de l'entreprise

L'*Enquête Annuelle d'Entreprise* est une enquête auprès des entreprises qui couvre près de la totalité des secteurs de l'économie à l'exclusion de l'agriculture, des assurances, des banques et des organismes financiers. Cette enquête est exhaustive sur les entreprises de plus de 20 salariés et l'on procède par sondage en dessous de ce seuil. On dispose grâce à cette source du compte de résultat de l'entreprise et d'informations sur les effectifs. Le fichier BIC permet, en particulier, de disposer des variables d'effectifs, de production, de valeur ajoutée, d'investissement et des immobilisations corporelles. Concernant la structure du bilan, il renseigne également le montant des fonds propres et des dettes (dettes stables, découverts bancaires, dettes commerciales, etc.), le montant des dividendes versés, la capacité d'autofinancement, le montant des amortissements. La richesse de ces données comptables permet la construction du coût du capital au niveau de l'entreprise, en approchant au mieux les variables théoriques de la définition retenue ici (voir équation [2] de l'encadré 1).

L'évaluation empirique du coût de détention du stock de capital se heurte à de nombreuses difficultés. Tout d'abord, l'investissement n'est pas composé d'un bien unique mais est le résultat d'achats d'actifs plus ou moins hétérogènes. Par ailleurs, on ne dispose pas d'un indice de prix de l'investissement au niveau de l'entreprise, mais seulement d'un indice agrégé au niveau du secteur (1). Une autre difficulté vient de ce que l'amortissement économique d'un actif ne correspond pas forcément à l'amortissement fiscal – qui peut être linéaire

ou dégressif. Par ailleurs, le taux d'intérêt auquel l'entreprise fait face pour financer ses projets est *a priori* inconnu. Une méthode fréquemment utilisée consiste à retenir pour le coût de la dette le taux d'intérêt apparent tel qu'il apparaît dans les données comptables de l'entreprise. Enfin, la fiscalité appliquée sur les revenus est *a priori* hétérogène suivant les agents et l'hypothèse simplificatrice est faite que tous les agents sont taxés de façon identique (2).

Les dettes considérées pour le calcul de la part de l'endettement dans le financement des investissements sont constituées des dettes stables, des découverts bancaires et des effets portés à l'escompte. Le taux d'intérêt pour le recours au crédit bancaire est calculé au niveau de l'entreprise comme le rapport des frais financiers à l'endettement. Le taux de dépréciation est mesuré comme le rapport des amortissements de l'exercice aux immobilisations productives brutes. Enfin le coût des fonds propres est calculé en utilisant les valeurs des taux d'imposition figurant dans le tableau A.

Le tableau B présente l'évolution des principales grandeurs et leur dispersion. Ces évolutions montrent une progression modérée de la productivité du travail, en ligne avec celle des salaires, et une baisse marquée de la productivité du capital, elle aussi cohérente avec une baisse du coût du capital. On peut remarquer la forte dispersion des variables. Ainsi, si la progression annuelle des salaires dans l'industrie est de 1,7 % en moyenne dans l'industrie, sa dispersion est beaucoup plus forte, d'environ 4,9 points. De même, l'évolution moyenne de la productivité du capital est de - 3,7 % alors que sa dispersion est de 8,6 points. Le principe des estimations est d'utiliser cette variabilité pour identifier et mettre en évidence les mécanismes précédemment détaillés. Toutefois, la dispersion des variables est telle qu'il serait illusoire d'espérer retracer et rendre compte fidèlement des variations de la valeur ajoutée du stock de capital et de l'intensité capitalistique. La variance des éléments inobservés, chocs de demande, de productivité et aussi d'erreur de mesure est vraisemblablement elle-même très importante. →

1. Au niveau N40 de la nomenclature NAP.

2. Au barème supérieur de l'impôt sur le revenu pour ce qui est de la taxation des dividendes.

Encadré 3 (suite)

Tableau A
Évolution de la fiscalité sur la période 1980-1996

En %

| | Taux d'imposition sur les sociétés | Taux d'imposition sur les revenus des dividendes | Taux d'imposition sur les plus-values | Taux d'imposition sur les revenus d'obligations (prélèvements libératoires) | Taux de l'avoir fiscal | Taux d'intérêt sur obligations |
|------|------------------------------------|--|---------------------------------------|---|------------------------|--------------------------------|
| 1980 | 50 | 60 | 15 | 25 | 50 | 13,8 |
| 1981 | 50 | 60 | 15 | 25 | 50 | 16,3 |
| 1982 | 50 | 65 | 15 | 25 | 50 | 16,0 |
| 1983 | 50 | 65 | 16 | 25 | 50 | 14,4 |
| 1984 | 50 | 66 | 16 | 26 | 50 | 13,4 |
| 1985 | 50 | 66 | 16 | 26 | 50 | 11,9 |
| 1986 | 45 | 59 | 17 | 26 | 50 | 9,1 |
| 1987 | 45 | 58,8 | 17 | 27 | 50 | 10,2 |
| 1988 | 42 | 58,8 | 17 | 27 | 50 | 9,2 |
| 1989 | 39* | 58,8 | 17 | 27 | 42,6 | 9,3 |
| 1990 | 37* | 58,8 | 18,1 | 17 | 38,1 | 10,7 |
| 1991 | 34* | 59,9 | 18,1 | 18,1 | 31,8 | 9,5 |
| 1992 | 34 | 59,9 | 18,1 | 18,1 | 50 | 9,0 |
| 1993 | 33,3 | 59,9 | 18,1 | 18,1 | 50 | 8,8 |
| 1994 | 33,3 | 61,2 | 19,4 | 19,4 | 50 | 6,6 |
| 1995 | 36,7 | 61,7 | 19,9 | 19,9 | 50 | 7,7 |
| 1996 | 36,7 | 59,9 | 20,9 | 20,9 | 50 | 6,5 |
| 1997 | 41,7 | 64,0 | 26,0 | 25,0 | 50 | 5,7 |

Lecture : le taux de rendement des obligations concerne des obligations de première catégories. De 1989 à 1991(*), il coexiste une fiscalité sur les bénéfices différente suivant qu'ils sont distribués ou réinvestis. Ici, les deux taux sont utilisés en pondérant par la part (d) des dividendes versés. La fiscalité prend en compte les effets de la CSG et de la CRDS.

Sources : bureau des Études fiscales de la direction de la Prévision et Caisse des dépôts et consignations.

Tableau B
Taux de croissance annuel moyen sur la période 1990-1995
de certaines variables de l'échantillon

| | Industrie | | | Services | | |
|-----------------|------------------|---------|------------|------------------|---------|------------|
| | Moyenne pondérée | Moyenne | Écart-type | Moyenne pondérée | Moyenne | Écart-type |
| $d \log(Y)$ | 1,04 | 0,44 | 7,92 | 1,81 | - 0,16 | 7,57 |
| $d \log(K)$ | 4,09 | 4,14 | 8,39 | 4,22 | 3,45 | 9,32 |
| $d \log(N)$ | - 1,42 | - 0,28 | 6,73 | 1,52 | 0,42 | 7,12 |
| $d \log(Y/K)$ | - 3,05 | - 3,70 | 8,63 | - 2,41 | - 3,61 | 9,48 |
| $d \log(Y/N)$ | 2,46 | 0,72 | 6,18 | 0,29 | - 0,58 | 5,96 |
| $d \log(K/N)$ | 5,51 | 4,41 | 7,97 | 2,69 | 3,03 | 9,44 |
| $d \log(c_K)$ | - 2,99 | - 4,45 | 6,67 | - 5,07 | - 5,39 | 6,74 |
| $d \log(w)$ | 2,77 | 1,66 | 4,86 | 0,46 | 0,09 | 4,90 |
| $d \log(w/c_K)$ | 5,73 | 6,12 | 6,99 | 5,52 | 5,47 | 7,67 |
| $d\pi_L$ | 0,82 | 3,30 | 12,42 | 0,56 | 2,39 | 11,94 |

Source : calculs des auteurs.

MODÈLE THÉORIQUE ET MODÈLE ESTIMÉ : L'ABSENCE DE DÉFLATEUR INDIVIDUEL

Les équations [11] et [12] de l'encadré 3 font intervenir le volume de la production Q , qui n'est pas directement mesurable sur données individuelles – seules les ventes ou la valeur ajoutée en valeur, notées V , sont reportées dans le bilan. Cette difficulté peut être contournée en utilisant l'équation qui régit la demande adressée à l'entreprise en fonction du prix qu'elle pratique. En situation de concurrence monopolistique à la Dixit Stiglitz (1967), l'élasticité prix de la demande de biens ε est en effet constante :

$$Q^d = Q_0 (p / p_0)^{-\varepsilon}$$

où Q_0 est un indicateur de demande agrégée d'indice de prix p_0 et (p) le prix de vente de l'entreprise.

Pour limiter par ailleurs l'incidence sur les estimations des erreurs de mesure affectant le capital et son coût, on ne fait pas intervenir la part de chacun des facteurs dans les coûts totaux de l'entreprise $\tilde{\pi}_L$ et $\tilde{\pi}_K$, mais seulement la part du travail dans la valeur ajoutée π_L . Les équations [11] et [12] peuvent être réécrites en ne faisant intervenir que des grandeurs disponibles.

$$d \log V = -(e-1) d \log c_K - (e-1) \frac{\mu}{\eta} \pi_L d \log \frac{w}{c_K} + \frac{e}{\varepsilon} (d_0 - \varepsilon c_0) \quad [13]$$

$$d \log K = -\sigma d \log c_K + \frac{e-\sigma}{e-1} d \log V + \frac{\sigma-1}{\varepsilon} \frac{e}{e-1} d_0 - \varepsilon c_0 \quad [14]$$

et son expression alternative :

$$d \log K = -e d \log c_K + (\sigma - e) \frac{\mu}{\eta} \pi_L d \log w / c_K + \frac{e}{\varepsilon} (d_0 - \varepsilon c_0) \quad [14']$$

Enfin, l'équation exprimant les variations de l'intensité capitalistique résultant d'une variation du coût relatif des facteurs n'est, quant à elle, pas modifiée.

$$d \log (K/L) = \sigma d \log (w/c_K) \quad [15]$$

Dans ces équations, $\pi_L = \tilde{\pi}_L \eta / \mu$ représente la part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée. Ces équations font intervenir un nouveau paramètre μ/η représentant le ratio du taux de marge aux rendements d'échelle.

Les équation [13] et [14] montrent de manière explicite les possibles corrélations entre la combinaison des chocs d'offre et de demande apparaissant dans le résidu $u = \frac{e}{\varepsilon} (d_0 - \varepsilon c_0)$ et les variables explicatives. Dans le cas de l'équation expliquant la valeur ajoutée, les parties expliquée et non observée ont pour expression :

$$\begin{cases} d \log V = d \log V + u \\ d \log V = -(e-1) (\tilde{\pi}_L d \log w + \tilde{\pi}_K d \log c_K) \\ u = \frac{e}{\varepsilon} (d_0 - \varepsilon c_0) \end{cases} \quad [16]$$

Cette équation suggère que la covariance entre variable expliquée et résiduelle est négative dans le cas où les chocs de productivité (affectant positivement l'activité) sont transmis positivement aux coûts des facteurs.

économiques, ce modèle néoclassique a aussi eu un succès empirique limité et souvent les études sur ce sujet ont fait abstraction du coût du capital, difficilement mesurable. Ces études se concentrent alors sur la relation entre capital et production. Une difficulté importante consiste à obtenir une mesure du coût du capital variable d'une entreprise à l'autre. Parmi les différentes tentatives, on peut citer l'étude récente de Chirinko (1999), qui utilise la diversité des taux de dépréciation fiscale entre différents types de capital pour calculer un coût du capital hétérogène d'une entreprise à l'autre suivant la composition de son stock de capital. On peut encore citer l'article de Cummins, Hasset et Hubbard (1994), qui utilise les réformes de la fiscalité pour obtenir une source de variabilité exogène du coût du capital entre entreprises.

Dans le système d'équations estimé, l'équation [13] a un statut particulier. Elle repose sur le fait que les variations des coûts des facteurs sont transmises dans les prix et conduisent ainsi à une variation de la demande adressée à l'entreprise. En l'absence de données sur la variation des prix de vente par entreprise, cette façon de procéder apparaît relativement audacieuse, dans la mesure où détecter l'effet des variations de coûts des facteurs à la fois sur les prix et la production au travers de l'équation de demande – et en n'utilisant qu'une équation – est certainement à la limite de ce que permettent les informations disponibles. Des données sur les variations de prix par entreprise, telles que celles qui existent dans les enquêtes de conjoncture de l'Insee pourraient apporter de l'information pour cette étape essentielle.

Prendre en compte les chocs de demande et de productivité

Pour estimer ces équations, le plus simple est *a priori* d'utiliser les moindres carrés ordinaires. Toutefois, plusieurs sources de biais potentiels doivent être prises en compte. En premier lieu, les entreprises sont affectées par des chocs de demande et de productivité ($d_t - c_t$) inobservés mais qui affectent les décisions concernant les facteurs de production. Comme dans tout système offre/demande, de tels chocs se transmettent aux prix des facteurs. C'est en particulier le cas s'il existe un mécanisme de partage des profits, ce qu'atteste de nombreuses études dans les cas français (Abowd et Allain (1996), Cahuc, Gianella,

Goux et Zylberberg (1998) et Crépon, Desplatz et Mairesse (1999)). Cette source de biais est vraisemblablement importante dans la mesure où les évolutions portant sur une longue période, la variance des chocs inobservés se cumule sur la période.

En second lieu, les grandeurs mesurées, et en particulier le coût du capital, le sont avec des erreurs. Si la corrélation de ces erreurs n'est pas trop forte dans le temps, leur impact est toutefois fortement réduit compte tenu des différences longues.

L'utilisation des changements de fiscalité comme variables instrumentales

Il est en définitive nécessaire d'instrumenter les équations estimées. Les estimations ne portant que sur les années 1990 et 1995, on considère que la variation du coût du capital est induite par les changements de fiscalité entre 1990 et 1995. Cette variation est appliquée aux caractéristiques bilantiaires des entreprises de 1989 (6). Ceci constitue une source exogène de variation du coût des facteurs susceptible d'éliminer le biais d'endogénéité des estimations. En revanche, cet instrument ne corrige qu'imparfaitement les estimations des erreurs de mesure sur le coût des facteurs, si ces erreurs sont corrélées dans le temps. En outre, les équations à estimer comprennent, en général, deux variables explicatives, ce qui rend nécessaire un second instrument : la valeur du coût du capital en 1989 (7).

La sensibilité des résultats obtenus peut être examinée par rapport à des variables instrumentales alternatives. L'ensemble des variables instrumentales est ainsi progressivement élargi pour y inclure le coût du travail en 1989, puis l'emploi, le capital et la valeur ajoutée en 1989. Dans la mesure où il y a plus de variables instrumentales que de paramètres à estimer dans ces derniers cas, il est possible de tester la compatibilité des instruments additionnels avec les deux instruments précédemment décrits.

6. Nous calculons ainsi la quantité $C_k(X_{89}, t_{90})$, coût du capital déterminé à partir des données de bilan des entreprises de 1989, X_{89} , mais lorsqu'on leur applique la législation de 1990, t_{90} . Nous déterminons de même la quantité $C_k(X_{89}, t_{95})$. Notre instrument est alors $\log C_k(X_{89}, t_{95}) / C_k(X_{89}, t_{90})$.

7. Soit $\log C_k(X_{89}, t_{89})$, avec les notations précédentes.

Des estimations conformes au modèle théorique

Les principaux résultats sont présentés dans le tableau 3, où figurent les estimations des trois équations [13], [14] et [15] par les moindres carrés ordinaires (MCO) et par les variables instrumentales (VI). Ces estimations sont effectuées séparément pour l'industrie (partie inférieure du tableau) et le secteur tertiaire (partie supérieure).

Un aspect marquant des résultats est la forte différence entre les estimations obtenues par variables instrumentales et les estimations obtenues par les moindres carrés ordinaires. Ces dernières fournissent, en général, des coefficients faibles, et très précisément estimés. Néanmoins, les valeurs des coefficients sont aberrantes : soit elles n'ont pas le bon signe, soit les ordres de grandeurs sont peu vraisemblables. Ces résultats peu convaincants montrent bien l'importance des problèmes causés par l'endogénéité des régresseurs. Ceux-ci sont corrélés avec les chocs de demande et de productivité non observés et sont, en outre, sujets à des erreurs de mesure. Néanmoins,

l'estimation de l'élasticité de substitution dans l'équation d'intensité capitaliste a un ordre de grandeur assez raisonnable. Ce résultat n'est pas étonnant dans la mesure où cette équation ne fait pas intervenir les chocs idiosyncratiques non observés sur la demande et les coûts. Les biais de simultanéité sont ainsi moins importants et seules les erreurs de mesure sont susceptibles de biaiser ce coefficient.

Les modifications apportées par l'utilisation des variables instrumentales sont spectaculaires. Les paramètres retrouvent des ordres de grandeurs beaucoup plus compatibles avec ce que l'on attend pour les paramètres structurels sous-jacents. En revanche, les estimations sont beaucoup moins précises. Les écarts-types sont en effet fréquemment 10 fois plus élevés que ceux obtenus par les moindres carrés ordinaires.

Ces estimations reproduisent bien les mécanismes décrits précédemment (cf. tableau 3, colonnes VI). Elles sont compatibles avec l'existence d'un effet d'une variation des coûts sur la modification de la combinaison produc-

Tableau 3
Estimation du système d'équations jointes sur l'industrie et les services

| | $d \log(V)$ | | $d \log(K)$ | | | $d \log(K/L)$ | |
|---------------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|----------------|----------------|
| | MCO | VI* | MCO | VI* | VI* | MCO | VI** |
| Tertiaire (15 843 entreprises) | | | | | | | |
| $d \log(w/c_K)$ | - | | | | | 0,31 (0,01) | 0,37 (0,06) |
| $d \log(c_K)$ | 0,09 (0,01) | - 1,20 (0,52) | - 0,07 (0,01) | - 2,32 (0,92) | - 0,32 (0,06) | | |
| $\pi_L d \log(w/c_K)$ | - 0,14 (0,01) | - 1,37 (0,59) | - 0,04 (0,01) | - 2,28 (1,04) | | - | - |
| $d \log(V)$ | | | | | 1,67 (0,25) | - | - |
| Industries (10 506 entreprises) | | | | | | | |
| $d \log(w/c_K)$ | | | | | | 0,27 (0,01) | 0,71 (0,06) |
| $d \log(c_K)$ | 0,14 (0,01) | - 1,01 (0,20) | - 0,05 (0,01) | - 2,51 (0,43) | - 0,54 (0,09) | | |
| $\pi_L d \log(w/c_K)$ | - 0,17 (0,01) | - 0,71 (0,15) | - 0,04 (0,01) | - 1,38 (0,32) | | | |
| $d \log(V)$ | | | | | 1,95 (0,24) | | |

Lecture : VI^* $\log(c_K(x_{89}, t_{89}))$, $\log_K(c(x_{89}, t_{95})/c_K(x_{89}, t_{90}))$
 VI^{**} $\log(\hat{c}_K(x_{89}, t_{89}))$

Source : calculs des auteurs.

tive et sur l'activité (effet transitant par la répercussion dans les prix des variations des coûts). Tout d'abord, la valeur estimée pour l'élasticité de substitution entre les facteurs est plus élevée que celle obtenue par les moindres carrés ordinaires. Elle est évaluée à 0,37 dans les services et 0,71 dans l'industrie. On vérifie, par ailleurs, que les coefficients de l'équation déterminant l'activité de l'entreprise sont tous les deux significatifs et négatifs. Les variations des coûts des facteurs sont ainsi transmises aux prix et affectent *in fine* la demande adressée à l'entreprise et son activité. Ces estimations montrent de façon convaincante que l'effet volume l'emporte sur l'effet de substitution ($e > \sigma$). Ce résultat est corroboré par l'estimation dans l'équation du capital [14] ou [14'] du coefficient de la valeur ajoutée ou du coût relatif des facteurs. Cette dernière ne permet certes pas une identification directe de la différence des deux coefficients e et σ , mais en donne le signe. Le paramètre e , représentant la sensibilité de l'activité à une variation identique des coûts du capital et du travail, est estimé à la fois dans l'équation régissant le niveau de l'activité et celle de la demande de capital. Dans l'équation déterminant le niveau de l'activité, le paramètre estimé en facteur du coût du capital est $-(e - 1)$; sa valeur estimée est de - 1,20 pour les services (respectivement - 1,37 pour l'industrie), conduisant à une valeur du paramètre e de 2,20 et 2,37 dans chacun des secteurs. Cette valeur est bien supérieure à 1 comme le prédit le modèle théorique. Ce paramètre est aussi estimé dans l'équation déterminant le stock de capital en fonction du coût des facteurs. Il intervient alors en facteur du coût du capital sous la forme de $-e$. La valeur estimée est de - 2,32

pour les services, et de - 2,51 pour l'industrie. Les coefficients estimés à partir des deux équations séparées conduisent donc à des valeurs du paramètre e très proches.

Le tableau 4 présente la décomposition de la variance des variables expliquées en fonction de celle des variables explicatives, de celle des éléments inobservés et de la covariance entre la partie expliquée et la partie résiduelle. Les variances expliquées et résiduelles sont toutes deux du même ordre de grandeur et excèdent largement celle de la variable expliquée. En outre, la covariance des composantes expliquée et résiduelle est négative et importante (cf. équation [16] de l'encadré 4).

Le fait que la covariance soit négative est ainsi compatible avec le fait que les chocs de productivité et de demande (affectant positivement l'activité) soient transmis positivement aux coûts des facteurs. On remarque, en outre, que dans le cas de l'équation expliquant l'intensité capitalistique, la covariance est beaucoup plus faible. Ceci est compatible avec le fait que la simultanéité avec les chocs de productivité et de demande soit éliminée dans cette équation. D'autres éléments viennent à l'appui de cette interprétation. De fait, des corrélations positives sont observées entre les résidus et le coût des facteurs, travail et capital, ainsi qu'une corrélation positive et proche de 1 entre les résidus des équations [13] et [14'] qui représentent, en théorie, un choc identique. Néanmoins, les corrélations négatives observées entre parties expliquées et parties résiduelles peuvent aussi recevoir une interprétation en termes d'erreur de mesure. En effet, dans le cas d'un modèle avec erreur de mesure,

Tableau 4
Variance des variables expliquées, variance expliquée et variance résiduelle

| | $\sigma(y)$ | $\sigma(\hat{y})$ | $\sigma(u)$ | $\rho(\hat{y}, u)$ |
|---------------|-------------|-------------------|-------------|--------------------|
| Tertiaire | | | | |
| $d \log(V)$ | 0,07 | 0,21 | 0,20 | - 0,94 |
| $d \log(K)$ | 0,09 | 0,35 | 0,36 | - 0,97 |
| $d \log(K/L)$ | 0,09 | 0,03 | 0,09 | - 0,05 |
| Industrie | | | | |
| $d \log(V)$ | 0,08 | 0,11 | 0,12 | - 0,78 |
| $d \log(K)$ | 0,08 | 0,23 | 0,24 | - 0,94 |
| $d \log(K/L)$ | 0,08 | 0,05 | 0,08 | - 0,37 |

Lecture : ce tableau donne pour les équations [13], [14'] et [15] la variance de chacune des trois variables expliquées, la variance de la partie expliquée, la variance de la partie résiduelle et la covariance entre la partie expliquée et le résidu.
Source : calculs des auteurs.

$y = x^*b + u = xb + u - be$, où x est mesuré avec l'erreur e , la covariance entre la partie expliquée et la partie résiduelle s'écrit simplement $-b^*v(e)$. Elle est donc nécessairement négative.

Améliorer la précision des résultats avec des variables supplémentaires

Les instruments permettent d'obtenir des estimations ayant des ordres de grandeur cohérents avec le modèle théorique et qui en reflètent fidèlement les mécanismes. La validité de ces instruments, construits sur des hypothèses économiques raisonnables, en particulier celui construit comme la variation du coût du capital induite par les seuls changements de fiscalité,

ne sont pas remis en cause. Néanmoins, les estimations restent imprécises. L'adjonction d'instruments supplémentaires peut permettre d'en améliorer la précision, sous réserve que ces nouveaux instruments soient compatibles avec l'ensemble initial.

L'impact d'un élargissement de l'ensemble des variables instrumentales est présenté dans le tableau 5. Comme précédemment, le tableau comporte deux panels, le premier concernant le secteur tertiaire et le second l'industrie manufacturière. Pour chacune des trois équations considérées, on reporte dans une première colonne l'estimateur des moindres carrés ordinaires, puis dans les colonnes suivantes, les estimateurs par variable instrumentale. Pour

Tableau 5
Comparaison des estimations obtenues avec différents jeux de variables instrumentales

| | $d \log(V)$ | | | $d \log(K)$ | | | $d \log(K/L)$ | | | |
|--------------------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|----------------|
| | IV1 | IV2 | IV3 | IV1 | IV2 | IV3 | IV1 | IV2 | IV3 | IV4 |
| Tertiaire (15 843 entreprises) | | | | | | | | | | |
| $d \log(w/c_K)$ | | | | | | | 0,18 (0,11) | 0,36 (0,05) | 0,27 (0,05) | 0,37 (0,06) |
| $d \log(c_K)$ | - 0,10 (0,04) | - 0,76 (0,32) | - 1,20 (0,52) | - 0,39 (0,17) | - 0,32 (0,05) | - 0,32 (0,06) | | | | |
| $\pi_L d \log(w/c_K)$ | - 0,12 (0,03) | - 0,87 (0,35) | - 1,37 (0,59) | | | | | | | |
| $d \log(V)$ | | | | 0,68 (0,30) | 0,92 (0,11) | 1,67 (0,25) | | | | |
| Test de Sargan (1) | 180,5 4 (0) | 34,0 1 (0) | - | 66,1 4 (0) | | - | 164,3 5 (0) | 36,2 2 (0) | 18,6 1 (0) | - |
| Industrie (10 506 entreprises) | | | | | | | | | | |
| $d \log(w/c_K)$ | | | | - | - | | 0,38 (0,11) | 0,61 (0,05) | 0,50 (0,06) | 0,72 (0,06) |
| $d \log(c_K)$ | - 0,24 (0,06) | - 0,89 (0,18) | - 1,01 (0,20) | - 0,58 (0,14) | - 0,61 (0,06) | - 0,54 (0,09) | | | | |
| $\pi_L d \log(w/c_K)$ | - 0,06 (0,03) | - 0,62 (0,14) | - 0,71 (0,15) | | | | | | | |
| $d \log(V)$ | | | - | 0,76 (0,19) | 1,43 (0,12) | 1,95 (0,24) | | | | |
| Test de Sargan (1) | | 32,2 1 (0) | - | 119,5 4 (0) | 14,1 1 (0) | - | 194,7 5 (0) | 92,5 2 (0) | 65,9 1 (0) | - |

1. Le test de Sargan correspond à l'hypothèse de compatibilité des instruments entre eux. Dès lors qu'il y a plus de variables instrumentales que de paramètres à estimer, le modèle est suridentifié. Les paramètres peuvent être estimés de différentes façons à partir de sous-ensembles de variables instrumentales. Le test correspond à l'hypothèse que les estimations ne sont pas affectées par ce choix.

Lecture : les variables instrumentales sont les suivantes :

$$IV1: \log(c_K(x_{89}, t_{89})) \log_K(c(x_{89}, t_{95})/c_K(x_{89}, t_{90})) \log(w_{89}) \log(N_{89}) \log(K_{89}) \log(R_{89})$$

$$IV2: \log(c_K(x_{89}, t_{89})) \log_K(c(x_{89}, t_{95})/c_K(x_{89}, t_{90})) \log(w_{89})$$

$$IV3: \log(c_K(x_{89}, t_{89})) \log_K(c(x_{89}, t_{95})/c_K(x_{89}, t_{90}))$$

$$IV4: \log(c_K(x_{89}, t_{89}))$$

Source : calculs des auteurs.

chaque équation, la dernière colonne donne l'estimateur de référence (qui sera discuté par la suite). Enfin, les tests de spécification figurent au bas du tableau. Lorsqu'il y a plus d'instruments que de paramètres à estimer, cette statistique permet de tester la compatibilité entre elles des conditions d'orthogonalité associées à l'estimation.

Les estimateurs obtenus pour différents jeux d'instruments sont parfois assez éloignés les uns des autres. En particulier, l'estimateur correspondant à l'ensemble d'instruments le plus large est relativement proche des moindres carrés ordinaires (VI1). L'estimateur (VI2), pour lequel on a simplement adjoint aux deux instruments basés sur le coût du capital et la fiscalité la variable de coût du travail en 1989, ne s'écarte pas très sensiblement de l'estimateur de référence, les résultats étant qualitativement les mêmes et les ordres de grandeurs similaires. Toutefois, les différences sont suffisamment importantes pour que l'hypothèse de compatibilité des instruments soit rejetée. L'équation correspondant à l'intensité capitalistique ne comporte qu'une variable. Il est donc possible de tester sur cette équation la compatibilité des instruments fondés sur la fiscalité. Ces instruments sont manifestement incompatibles, dans chacun des secteurs. Enfin, l'estimation de cette équation avec chacun des instruments pris séparément donne des résultats très différents.

De meilleures estimations pour les services que pour l'industrie

Au total, ces estimations permettent d'identifier cinq paramètres. Ces paramètres sont des combinaisons de seulement trois paramètres structurels : e , σ et μ/η . Il est possible d'estimer la valeur de chacun de ces trois paramètres en utilisant la méthode des moindres carrés asymptotiques (Gouriéroux, Monfort et Trognon, 1985). Cette estimation est aussi l'occasion de tester si les valeurs estimées pour les cinq paramètres sont compatibles avec les restrictions que le modèle théorique impose en les faisant dépendre de seulement trois paramètres structurels. Les valeurs de ces paramètres structurels et le test sont donnés dans le tableau 6. Pour le secteur des services, toutes les estimations sont compatibles entre elles. La statistique de test est de 1,3 ce qui est en dessous de la valeur seuil pour un test à 2 degrés de liberté. Le paramètre e est estimé à 2,20, l'élasticité de substitution est estimée

à 0,39. Cette dernière étape permet aussi l'identification du ratio du mark-up sur les rendements d'échelle. Dans ce secteur, il se situe à 1,11, ce qui est une valeur tout à fait plausible.

En revanche, dans l'industrie, la valeur de la statistique de test se situe au-dessus du seuil de rejet. Les différentes valeurs estimées ne peuvent être considérées comme la fonction souhaitée des trois paramètres structurels. L'origine de ce rejet se trouve dans une forte hétérogénéité des résultats entre secteurs (cf. *infra*). Une autre difficulté rencontrée dans l'estimation du modèle sur l'industrie est une valeur faible du ratio mark-up sur rendements d'échelle (μ/η). Il se situe, en effet, à 0,7, ce qui suggère une valeur anormalement élevée des rendements d'échelle pour que le mark-up soit supérieur à 1. Une des raisons possibles de la faible valeur de ce paramètre tient au fait que les consommations intermédiaires ne sont pas prises en compte, alors qu'elles jouent un rôle plus important dans l'industrie que dans le tertiaire.

Le tableau 7 présente les résultats des estimations pour différents secteurs désagrégés au niveau N15 de la nomenclature NAP. Pour l'essentiel, ces résultats confirment ceux précédemment obtenus : les paramètres ont le signe attendu et des ordres de grandeurs raisonnables. En particulier dans la totalité des secteurs, l'élasticité de la demande corrigée du facteur d'échelle e dépasse l'élasticité de substitution σ et est relativement stable autour de 2. L'élasticité de substitution entre capital et travail fluctue entre 0,5 et 0,8 suivant

Tableau 6
Élasticité de la demande, de substitution et mark-up : estimation des paramètres sous-jacents du modèle à partir des estimations équation par équation

| | Tertiaire | Industrie |
|--------------------|----------------|----------------|
| e | 2,20 (0,37) | 1,92 (0,19) |
| σ | 0,35 (0,05) | 0,63 (0,05) |
| $\frac{\mu}{\eta}$ | 1,11 (0,10) | 0,70 (0,06) |
| S* | 1,31 | 6,78 |
| DI | 2 | 2 |
| Prob. | (0,52) | (0,03) |

Lecture : les paramètres structurels peuvent être identifiés de plusieurs manières à partir des paramètres de chacune des équations. Le test que l'on fait figurer (S*) vérifie que les différentes estimations des paramètres structurels auxquelles on parviendrait sont compatibles entre elles.
Source : calculs des auteurs.

les secteurs. En outre, le test de suridentification est accepté dans chacun des secteurs. Néanmoins, dans l'industrie, on parvient toujours à une faible valeur du ratio mark-up sur rendement d'échelle. Dans l'industrie, les valeurs estimées pour les paramètres de l'équation expliquant l'activité sont assez différentes d'un secteur à l'autre, ce qui peut être à l'origine du rejet pour les estimations globales. Enfin, on remarque que le modèle est très peu adapté pour expliquer les demandes de facteurs dans le secteur des transports, les coefficients n'ayant pas le signe prédit par le modèle et étant incompatibles entre eux. Dans l'industrie, le secteur de l'agro-alimentaire se caractérise par une grande imprécision des résultats. Pour les autres secteurs, les estimations restent très satisfaisantes.

Les effets d'une hausse de l'impôt sur les sociétés

On examine enfin, l'incidence d'un relèvement du taux de l'impôt sur les sociétés sur la distribution du coût du capital et l'effet induit sur la productivité des facteurs, l'activité et le volume des facteurs, toutes choses égales par ailleurs – en particulier le coût du travail, le taux d'endettement et le rapport du prix d'investissement sur le prix de valeur ajoutée qui intervient dans la construction du coût du capital. Il s'agit donc d'une analyse en équilibre partiel.

On considère la situation hypothétique selon laquelle le taux d'imposition aurait été relevé de 36,7 % à 50 % en 1995, en considérant la structure de financement de l'entreprise inchangée. Le choc de coût du capital *ex ante*, causé par le relèvement du taux d'imposition conduit à une progression substantielle du coût du capital d'un ordre de grandeur identique dans les secteurs industriel et tertiaire, et de l'ordre de 9 % en moyenne (cf. tableau 8). Le choc n'a pas la même ampleur pour toutes les entreprises. Il est d'autant moins important que l'entreprise est plus fortement endettée. La dispersion du choc est donc importante, mais relativement semblable d'un secteur à l'autre. La variation de coût pour le premier quartile se situe aux alentours de 5,5 %, et aux alentours de 12,5 % pour le troisième.

Le tableau 8 présente aussi l'impact du relèvement du taux d'IS sur les décisions des entreprises. Le coût relatif du capital augmentant, l'intensité capitalistique désirée se réduit plus fortement dans l'industrie (- 6 % en moyenne) que dans le tertiaire (- 3,1 %). Cette répercussion plus faible dans le tertiaire trouve son origine dans les moindres possibilités de substitution entre les facteurs. On observe dans les deux secteurs une hausse de la valeur ajoutée en valeur par tête d'une faible importance (de 1 à 2 %). Cela signifie que la baisse de la productivité par tête en volume est plus que compensée par la hausse des prix induite par

Tableau 7
Estimation du modèle par secteur

| | $d \log(V)$ | | $d \log(K)$ | | $d \log(K/L)$ | Paramètres structurels | | | Tests | N |
|---|----------------|-----------------------|----------------|--------------|-----------------------|------------------------|--------------|--------------|--------------|-------|
| | $d \log(c_K)$ | $\pi_t d \log(w/c_K)$ | $d \log(c_K)$ | $d \log(V)$ | $\pi_t d \log(w/c_K)$ | e | σ | μ/η | | |
| Industrie agro-alimentaire | - 3,25 8,02 | - 4,47 11,43 | - 0,73 0,24 | 1,46 0,40 | + 0,96 0,28 | 2,22 2,36 | 0,80 0,22 | 0,71 2,41 | 0,89 0,64 | 1 289 |
| Biens intermédiaires | - 0,83 0,19 | - 0,50 0,12 | - 0,62 0,11 | 1,61 0,27 | + 0,65 0,09 | 1,80 0,19 | 0,62 0,07 | 0,61 0,07 | 0,35 0,84 | 3 565 |
| Biens d'équipement (hors industrie navale, aéronautique, et d'armement) | - 0,94 0,35 | - 0,52 0,23 | - 0,27 0,30 | 2,68 0,76 | + 0,81 0,12 | 2,14 0,32 | 0,73 0,12 | 0,62 0,07 | 4,11 0,13 | 2 416 |
| Biens de consommation | - 1,05 0,63 | - 0,87 0,56 | - 0,50 0,22 | 2,36 0,74 | + 0,64 0,12 | 1,65 0,50 | 0,59 0,11 | 0,80 0,22 | 1,54 0,46 | 3 220 |
| Bâtiment-Travaux-Publics | - 0,70 0,49 | - 0,72 0,48 | - 0,58 0,23 | 3,89 1,37 | + 0,73 0,11 | 1,93 0,47 | 0,67 0,11 | 1,04 0,11 | 4,00 0,14 | 3 293 |
| Commerce | - 0,47 0,18 | - 0,74 0,28 | - 0,29 0,09 | 1,60 0,37 | + 0,41 0,08 | 1,67 0,16 | 0,42 0,07 | 1,47 0,22 | 5,97 0,05 | 2 416 |
| Transport | 0,93 0,36 | 0,63 0,25 | - 0,54 0,18 | 0,39 0,30 | + 0,27 0,19 | -0,00 0,34 | 0,47 0,18 | 0,63 0,14 | 8,73 0,01 | 1 662 |
| Services | - 0,88 0,58 | - 0,75 0,49 | - 0,15 0,10 | 1,26 0,61 | - 0,16 0,11 | 2,20 0,49 | 0,18 0,09 | 0,85 0,08 | 1,22 0,54 | 5 003 |

Source : calculs des auteurs.

Tableau 8
Effets de long terme sur le coût du capital et sur les décisions des entreprises d'une hausse du taux d'impôt sur les sociétés de 36,7 % à 50 %

En %

| | $d\log(c_K)$ | $d\log(K/L)$ | $d\log(Y/L)$ | $d\log(Y/K)$ | $d\log Y$ | $d\log(L)$ | $d\log(K)$ |
|--------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-----------|------------|------------|
| Tertiaire | | | | | | | |
| Moyenne | 8,86 | - 3,13 | 0,92 | 4,05 | - 1,71 | - 2,63 | - 5,76 |
| 1 ^{er} quartile | 5,23 | - 4,41 | 0,09 | 2,27 | - 2,56 | - 3,94 | - 7,79 |
| Médiane | 9,10 | - 3,22 | 0,55 | 3,89 | - 1,02 | - 1,57 | - 4,78 |
| 3 ^e quartile | 12,50 | - 1,85 | 1,38 | 5,54 | - 0,17 | - 0,26 | - 2,62 |
| Industrie | | | | | | | |
| Moyenne | 9,42 | - 5,98 | 1,71 | 7,69 | - 4,34 | - 6,04 | - 12,02 |
| 1 ^{er} quartile | 6,15 | - 8,14 | 1,03 | 4,97 | - 5,86 | - 8,17 | - 16,39 |
| Médiane | 9,66 | - 6,13 | 1,66 | 7,84 | - 4,21 | - 5,87 | - 12,17 |
| 3 ^e quartile | 12,82 | - 3,90 | 2,30 | 10,49 | - 2,63 | - 3,66 | - 7,66 |

Lecture : ces simulations reposent sur l'hypothèse d'une structure de financement constante.
 Source : calculs des auteurs.

l'élévation du coût du capital. Les estimations ne permettent évidemment pas de quantifier chacun des deux effets séparément, mais il est clair que la baisse de la productivité du travail serait d'autant plus importante que l'élévation du coût du capital est grande, que l'élasticité de substitution est forte et que la technologie est intensive en capital. On observe également une élévation substantielle de la productivité du capital traduisant, à l'inverse, que la production utilise moins de capital. La caractéristique importante de cette simulation est de bien mettre en évidence que la production (en valeur) décroît, ainsi que le volume de chacun des facteurs. La baisse est toutefois plus importante pour le capital que pour le travail. Elle peut atteindre des niveaux importants dans le secteur tertiaire (- 12 % en moyenne),

ce qui correspond aussi à une plus forte réduction de l'activité (- 4 %).

Ces résultats illustrent les mécanismes précédemment décrits et proposent quelques ordres de grandeur. On peut remarquer toutefois que le choc à la baisse sur l'activité que représente la hausse du coût du capital est de 2 à 4 %. L'effet du choc est donc important, mais doit être relativisé, en particulier lorsqu'on le compare à l'écart-type de la distribution du taux de croissance de la valeur ajoutée qui est de l'ordre de 7 %. En outre, les chocs de demande et de productivité qui affectent l'activité des entreprises sont eux aussi très dispersés et peuvent, dans certains cas, dominer par leur ampleur les effets d'une réforme de la fiscalité. □

Les auteurs tiennent à remercier Stéphane Guimbert, Guy Laroque, Françoise Maurel et un relecteur pour leurs remarques sur des versions antérieures de cet article. Ils remercient également le bureau des Études fiscales de la direction de la Prévision pour leur avoir fourni les séries longues sur la fiscalité des entreprises et des particuliers. Toutes les erreurs qui subsistent ne sont imputables qu'aux auteurs.

BIBLIOGRAPHIE

- Abowd J. et Allain L. (1996)**, « Compensation Structure and Product Market Competition », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 41-42, pp. 207-217.
- Auerbach A.J. (1979)**, « Wealth, Maximisation and the Cost of Capital », *Quarterly Journal of Economics*, n° 93, août.
- Auerbach A.J. (1983)**, « Taxation, Corporate Financial Policy and the Cost of Capital », *Journal of Economic Literature*, n° 21, septembre.
- Blanchard O.-J. (1993)**, « Movements in the Equity Premium », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp. 75-138.
- Bourguignon J.-P. (1994)**, *Calcul Variationnel*, cours de l'École Polytechnique.
- Bua M., Girard Ph., Legendre F., et Redondo Ph. (1990)**, « Les effets favorables d'une baisse de la fiscalité des entreprises : une évaluation à partir de données individuelles », *Économie et Statistique*, n° 229, pp. 61-75.
- Bua M., Girard Ph., Legendre F., et Redondo Ph. (1991)**, « Financement, fiscalité et croissance des entreprises industrielles », *Économie et Prévision*, n° 98, pp. 45-60.
- Cahuc P., Gianella C., Goux D. et Zylberberg A. (1998)**, « Equalizing Wage Differences and Bargaining Power: Evidence from a Panel of French Firms », document de travail, n° 9805, Insee.
- Chirinko R.S., Fazzari S.M. et Peyer A.P. (1999)**, « How Responsive is Business Capital Formation to its User Cost? An Exploration with Micro Data », *Journal of Public Economics*, n° 74, pp. 53-80.
- Cummins J.G., Hasset K.A. et Hubbard R.G. (1994)**, « A Reconsideration of Investment Behavior, Using Tax Reforms as Natural Experiments », *Brooking Papers on Economic Activity*, n° 2.
- Crépon B., Desplatz R. et Mairesse J. (1999)**, « Estimating Price Cost margins, Scale Economies and Workers' Bargaining Power at the Firm Level », document de travail, n° 9917, Insee.
- Crépon B. et Gianella C. (2001)**, « Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles », document de travail, n° 2001-09, Insee.
- Dixit A.K. et Stiglitz J.E. (1967)**, « Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity », *American Economic Review*, n° 67 (3), pp. 297-308.
- Dormont B. (1997)**, « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 95-109.
- Feldstein M. (1997)**, « The Costs and Benefits of going from Low Inflation to Price Stability », in *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, ed. Christina Romer and David Romer, pp. 123-156, University of Chicago Press.
- Gouriéroux C., Monfort A. et Trognon A. (1985)**, « Moindres carrés asymptotiques », *Annales de l'Insee*, n° 58, pp. 91-122.
- Hayashi F. (1982)**, « Tobin's Marginal q and Average Q: a Neoclassical Interpretation », *Econometrica*, 50(1), pp. 213-224.
- Jorgenson D.W. (1963)**, « Capital Theory and Investment Behaviour », *American Economic Review*, 53(2), pp. 247-259.
-