

Le lien emploi-coût relatif des facteurs de production : quelques résultats obtenus à partir de données de panel

François Legendre et Patricia Le Maitre*

**François Legendre est professeur à l'Université Nancy-II, membre de l'ADEPS-CNRS et chargé de mission au Service économique, financier et international du Commissariat général du Plan. Patricia Le Maitre est doctorante à l'Université Paris-I Panthéon-Sorbonne et membre du Centre d'économie mathématique et d'économétrie.*

La direction de la Prévision, du ministère de l'Économie, a bien voulu nous permettre d'exploiter des données issues de la Centrale des bilans du Bureau des Études fiscales. Sans l'accès à ces données (rendues anonymes), ce travail n'aurait pu voir le jour. Les résultats présentés ici n'engagent bien évidemment en rien cette institution. Merci aussi à P.-Y. Hénin, J.-P. Laffargue, P. Morin et J. Pradel pour l'aide qu'ils ont pu nous apporter. Nous avons, enfin, grandement bénéficié des remarques de deux rapporteurs anonymes. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

À partir d'une spécification élémentaire de la demande de travail et de données relatives à un panel d'environ 800 entreprises industrielles françaises, quelques évaluations de la sensibilité de l'emploi au coût relatif des facteurs de production sont présentées ici. Les résultats obtenus sont très sensibles au mode de prise en compte de l'hétérogénéité interentreprises des activités et de la qualification de la main-d'œuvre. Ils permettent toutefois de rappeler que, pour des spécifications qui ne cherchent à mettre en évidence que le seul effet de substitution entre les facteurs de production, il n'est pas possible d'attendre une très grande sensibilité de l'emploi au coût du travail.

Un des moyens pour rendre la croissance plus riche en emplois serait d'amener les entreprises à préférer, quant aux techniques de production mises en œuvre, des combinaisons favorisant le recours au travail au détriment du capital. Un tel ralentissement du rythme de la substitution capital-travail pourrait être obtenu en allégeant le coût du travail sous la forme d'une diminution des cotisations sociales pour ne pas conduire à une baisse des salaires nets.

Les études empiriques ne permettent pas, toutefois, de lever les incertitudes affectant la sensibilité de la demande de travail au coût relatif capital-travail. Comme le souligne Dormont (1994), la plupart des modèles macroéconométriques français préfèrent retenir une hypothèse de facteurs de production complémentaires

(la demande de travail est alors insensible au coût relatif des facteurs) et font intervenir des effets d'offre (via la formation des prix) pour obtenir, en partie, des effets favorables sur l'emploi d'une baisse du coût du travail.

En revanche, les études menées sur données individuelles-temporelles d'entreprises (encore appelées données de panel) mettent, au contraire, en évidence, pour certaines d'entre elles, une assez forte sensibilité de la demande de travail au coût relatif capital-travail. Le degré d'agrégation des données caractériserait alors la disparité des résultats obtenus (cf. encadré 1).

Dans cet article, nous laissons de côté l'évaluation, au niveau macroéconomique, des effets dépressifs de la nécessité de financer par ailleurs

cette baisse du coût du travail. Nous nous situons du côté des comportements des entreprises en exploitant, à partir de données de panel relatives à près de 800 entreprises industrielles françaises, une forme élémentaire de la demande de travail. Cette forme fait intervenir, *grosso modo*, trois arguments : le niveau de la production, le coût relatif des facteurs et le progrès technique.

Une telle détermination de la demande de travail ne fait intervenir, parce que le niveau de la production y figure explicitement, qu'un seul effet de substitution entre les facteurs de production. Sous cette forme, une forte sensibilité de la demande de travail au coût relatif capital-travail ne peut donc pas être mise en évidence.

C'est cette proposition que nous voulons défendre dans cet article, à savoir une faible élasticité emploi-coût relatif des facteurs dès lors que le niveau de la demande de travail est contrôlé par le niveau de la production, c'est-à-dire quand

on ajuste un modèle où le niveau de la production figure parmi les variables explicatives. Le but est ainsi de clarifier les termes du débat portant sur la relation emploi-coût du travail. Nous ne cherchons pas à évaluer l'ampleur des effets d'offre, favorables *a priori* à l'emploi, qui résulteraient d'une diminution du coût du travail.

De plus, les études menées à partir de données de panel ne parviennent pas toujours à mettre en évidence des résultats convergents. Les évaluations de l'élasticité emploi-coût relatif des facteurs semblent ainsi très incertaines. Une hypothèse d'erreur de mesure sur le coût d'usage du capital est fréquemment avancée pour justifier un biais vers zéro de l'estimation de cette élasticité. Une mesure relativement sophistiquée du coût d'usage du capital permet en effet d'obtenir des résultats plus satisfaisants que ceux qui résultent de l'utilisation d'une mesure plus fruste de ce coût.

Encadré 1

UNE ÉNIGME NON RÉSOUE

Il devrait être plus facile d'observer les effets du coût relatif des facteurs sur la substitution capital-travail au niveau macroéconomique qu'au niveau microéconomique. Ce n'est pourtant pas le cas, et cela constitue une énigme que le présent travail n'est pas capable de lever. Dix années de modération salariale ont permis, en effet, d'infléchir l'évolution du coût relatif capital-travail. Pourtant, il ne semble pas, à examiner l'évolution des agrégats macroéconomiques, que cette inversion de tendance ait permis de rendre la croissance plus riche en emplois.

Les investigations menées à partir de données agrégées ne parviennent que très difficilement à mettre en évidence un effet du coût relatif des facteurs sur la demande de travail.

Au niveau microéconomique, au sein de chaque entreprise, les possibilités de substitution entre les facteurs de production sont *a priori* limitées. À un moment donné, généralement, une technique de production s'impose nettement ; l'entreprise peut même ne pas avoir le choix. L'évolution du progrès technique, du fait des innovations de procédés, peut rendre dominante une technique particulière.

Certes, la direction prise par les innovations de procédés dépend sans doute du coût relatif des facteurs (les innovations économisant le travail apparaissent, par exemple, si le coût de ce dernier devient très élevé), mais cet effet ne se manifeste qu'à moyen terme, avec de très longs délais. De plus, même si les entreprises disposent, au moment de l'installation d'un équipement, d'une certaine

latitude quant au choix de la combinaison productive, il est vraisemblable que ce choix est irréversible une fois l'équipement installé.

L'utilisation de données microéconomiques ne devrait donc faire apparaître qu'une faible sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs. En revanche, au niveau macroéconomique, cette sensibilité devrait être beaucoup plus élevée. En effet, à un tel niveau agrégé, de nombreux effets de structure sont à l'œuvre. Ces derniers relèvent du fait que toutes les entreprises ne sont pas avantagées de la même manière, par exemple, par un allègement du coût du travail. Les entreprises qui en profitent le plus sont celles dont la part de ce coût dans le coût total de production est la plus élevée. Leur compétitivité sur les marchés étrangers s'en trouve renforcée ; elles sont plus à même de concurrencer, sur le marché intérieur, les importateurs de leur secteur d'activité ; enfin, c'est vers ces entreprises que les consommateurs se tournent plus volontiers. Cette baisse du coût du travail déforme donc la structure de l'activité, en favorisant les produits qui incorporent relativement le plus de travail.

Ainsi, on devrait observer une plus forte sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs au niveau macroéconomique qu'au niveau microéconomique. Or, les investigations empiriques mettent plutôt en évidence la configuration inverse, et c'est en cela que les macroéconomètres doutent beaucoup des résultats obtenus à partir de données microéconomiques.

L'accent sera mis aussi sur la nécessité de spécifier l'hétérogénéité interindividuelle des données, notamment pour ce qui a trait à la qualification de la main-d'œuvre et à l'activité de chaque entreprise. À partir de la source utilisée, une telle hétérogénéité ne peut être retracée que de façon très sommaire, en s'appuyant sur le salaire moyen et sur la part du coût du capital dans le coût total. La prise en compte de l'hétérogénéité des données permet alors de réévaluer sensiblement à la baisse l'élasticité de la demande de travail au coût relatif des facteurs.

L'hypothèse d'erreur de mesure sur le coût d'usage du capital

L'hypothèse d'erreur de mesure sur le coût d'usage du capital est assez fréquemment avancée pour rendre compte des incertitudes de l'économétrie sur données de panels d'entreprises quant à l'estimation de la sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs de production. Dans un premier point, nous détaillons la forme élémentaire de la demande de travail, spécification usuelle mais qui reste minimale. Dans un second point, nous détaillons les résultats de notre propre expérimentation économétrique, reposant sur une mesure particulière du coût d'usage du capital productif.

Une forme élémentaire de la demande de travail

Il est habituel, pour ce qui a trait à la demande de travail, d'ajuster un modèle linéaire faisant dépendre le volume d'emploi du volume de production, du coût relatif des facteurs et de termes de progrès technique. Cette spécification peut être rationalisée de la façon suivante (cf. encadré 2). Il est généralement supposé que l'entreprise minimise ses coûts de production sous contrainte de débouchés. Cette perspective permet d'envisager l'exogénéité du niveau de production.

Si la technique de production employée est à élasticité de substitution constante (cette élasticité est notée σ) et si le paramètre de rendements d'échelle est égal à ν , l'on obtient la forme réduite suivante :

$$(1) \quad l_{it} = \frac{1}{\nu} q_{it} + \sigma \pi (c_{it} - w_{it}) - g_t + d + u_{it}$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

où l est l'emploi, q le niveau de production, π la part du coût du capital dans le coût total de production, $c - w$ le coût relatif capital-travail, g un terme de progrès technique, d une constante et u le terme d'erreurs. Les indices inférieurs i et t repèrent la double dimension des données. i varie de 1 à N , N étant le nombre d'entreprises dans l'échantillon. T varie de 1 à T , T étant le nombre d'années disponibles. Ces quantités sont toutes exprimées en logarithme ; ainsi, $c - w = \log(C/W)$ où C et W désignent respectivement le coût d'usage du capital et le coût du travail, en niveau.

La sensibilité de l'emploi au coût du travail est ainsi égale à $-\sigma \pi$. Lorsqu'on se situe à production donnée, on ne met en évidence qu'un seul effet de substitution le long d'une isoquante. Cette sensibilité est plus faible quand le coût du capital dans le coût total diminue, car pour une technique donnée, il y a relativement moins de capital à substituer.

Plus précisément, la forme suivante est estimée :

(2) Modèle 1

$$l_{it} = a_1 q_{it} + a_2 (c_{it} - w_{it}) - g_t + d + u_{it}$$

où a_1 est l'élasticité de l'emploi au produit (si les rendements sont légèrement croissants, ce paramètre doit être un peu inférieur à 1) et a_2 l'élasticité de l'emploi par rapport au coût relatif des facteurs. Cette dernière élasticité n'est ainsi pas très élevée *a priori*. En effet, en retenant pour π une valeur comprise entre 1/4 et 1/3 et pour σ une valeur inférieure à 1 (pour retracer des possibilités de substitution plus faibles qu'avec une fonction de production Cobb-Douglas), une estimation de a_2 inférieure à 1/3 devrait être obtenue.

Des premiers résultats assez cohérents

Les premiers résultats sont obtenus à partir d'un panel de près de 800 entreprises industrielles suivies de 1981 à 1987 (cf. encadré 3). L'expérimentation est originale, parce qu'elle repose sur une mesure un peu particulière du coût d'usage du capital productif. Le coût du financement est, en effet, évalué à partir de celui des différentes sources de financement qui s'offrent aux entreprises (cf. encadré 4). Le coût de l'endettement, sollicité soit auprès du secteur bancaire soit sous la forme d'emprunts

AMPLEUR DE L'EFFET DE SUBSTITUTION ET PART DU CAPITAL DANS LE COÛT TOTAL DE PRODUCTION

Il est possible de dériver la forme élémentaire de la demande de travail utilisée dans les expérimentations économétriques présentées ici. Cela permet notamment de comprendre pourquoi l'effet de substitution est modulé par l'importance de la part du capital dans le coût total de production.

Tout d'abord, pour décrire les possibilités de production, seuls deux facteurs de production substituables sont envisagés, le capital (productif à l'exclusion des bâtiments) et le travail (sans distinguer *a priori* les différentes qualifications de ce dernier). À partir des données individuelles-temporelles mobilisées dans cette étude (les comptes sociaux d'entreprises industrielles suivies pendant plusieurs années), le capital est évalué en utilisant les informations portées à l'actif du bilan (les immobilisations donc) à l'aide d'un traitement relativement sophistiqué de manière à obtenir une mesure économique du capital productif.

Le volume de travail employé correspond aux effectifs salariés (calculés en milieu d'année, à l'exclusion notamment des travailleurs intérimaires). Il faut donc entendre par production la valeur ajoutée. Cette perspective revient ainsi à ne prendre en compte ni les consommations intermédiaires (en particulier les matières premières) ni les autres facteurs pouvant contribuer à la production (le progrès technique, les efforts consentis pour la recherche d'une organisation efficace de la production, etc.).

Ensuite, l'entreprise est supposée être contrainte sur ses débouchés. Cette hypothèse relève – plus ou moins – d'une tradition keynésienne pour laquelle l'offre des entreprises s'ajuste à la demande. Enfin, il est admis que l'entreprise tient pour fixé le coût des facteurs de production qu'elle envisage d'employer. Cette dernière peut ainsi disposer librement d'un certain volume de capital productif, pour un coût unitaire fixé, appelé le coût d'usage du capital (ce coût, par la suite, est noté C). De même, elle est libre de choisir d'employer un certain nombre de travailleurs pour un coût unitaire fixé, le coût du travail (noté W).

L'objectif de l'entreprise est de minimiser son coût de production, sous contrainte de débouchés. Plus formellement, l'entreprise, pour déterminer donc le niveau optimal de ses deux facteurs de production, doit résoudre le programme suivant :

$$\min_{K \text{ et } L} CK + WL$$

sous la contrainte :

$$Q \leq f(K, L)$$

K est le volume de capital, L le niveau d'emploi et Q le niveau du produit (la valeur ajoutée). La fonction de production $f(K, L)$, reliant le niveau des facteurs de production au niveau de la production, permet de représenter l'ensemble des possibilités de substitution qui s'offrent à l'entreprise. Elle rend compte de la façon dont le même niveau de production peut être obtenu avec des proportions variables de capital et de travail.

Q doit être compris comme le montant maximal de production que l'entreprise est capable, sur ses marchés, de vendre. La contrainte de ce programme s'interprète ainsi : la quantité vendue ne peut être supérieure à la quantité produite et cela revient donc notamment à ne pas envisager que l'entreprise puisse avoir une politique active de stockage.

De ce programme de minimisation du coût de production s'obtient la demande de travail (une demande de travail effective pour reprendre la terminologie des équilibres à prix fixes). Cette demande est notée L^d ; elle dépend de Q , le niveau de la contrainte de débouchés, et de C/W , le coût relatif des facteurs de production :

$$L^d = g\left(Q, \frac{C}{W}\right)$$

La demande de travail ne dépend pas séparément de C et de W ; en effet, l'entreprise pourrait choisir de minimiser, par exemple, $\frac{C}{W}K + L$: cela ne changerait rien à ses décisions réelles. On dit ainsi que la demande de travail est homogène de degré zéro en C et W , ou encore que la demande de travail ne dépend que du coût relatif des facteurs.

Sous certaines hypothèses particulières nous détaillons, en annexe, une approximation de la demande de travail sous la forme logarithmique :

$$L^d = \frac{1}{v} q + \sigma \pi_0 (c - w) + d$$

d est une constante d'intégration et π_0 la part du coût du capital dans le coût de la production.

Cette forme très élémentaire met en évidence une double détermination de l'emploi.

D'une part, la demande de travail dépend du niveau de production ; plus les rendements d'échelle sont élevés, moins la demande de travail est sensible à cet argument. D'autre part, la demande de travail dépend du coût relatif des facteurs de production ; plus l'élasticité de substitution est élevée et plus la part du capital dans le coût total est forte, plus la demande de travail est sensible à ce second argument.

obligataires est distingué du coût du recours aux actionnaires, qu'il prenne la forme d'une mise en réserves des bénéficiaires (autofinancement) ou de l'émission d'actions nouvelles.

Le coût du financement est ainsi une moyenne pondérée de ces deux coûts, en retenant comme pondération la structure moyenne du financement de l'entreprise au cours de la période. Une telle construction n'a cependant que des fondements théoriques limités, il faudrait notamment mieux expliciter les conditions de l'arbitrage effectué par les entreprises quant à leurs choix de financement pour montrer en quoi le théorème de Modigliani-Miller se trouve être invalide (cf. encadré 3). Une telle mesure du coût du financement constitue, à notre sens, un progrès par rapport au taux d'intérêt apparent qui est l'évaluation habituellement retenue (c'est-à-dire le rapport des frais financiers de l'année à la dette inscrite au passif du bilan).

Les premiers résultats sont reportés dans le tableau 1 (1). La première colonne est relative à l'estimation d'une forme statique, la seconde à celle d'une forme dynamique, spécifiée à l'aide d'un modèle d'ajustement partiel. Cette seconde forme, afin de limiter les biais liés à la spécification autorégressive, est estimée à l'aide d'une méthode à variables instrumentales. Enfin, ces deux estimations ont été réalisées dans la dimension totale, sans donc spécifier l'hétérogénéité des données.

Ces premiers résultats présentent une assez forte cohérence. Dans les deux cas, les rendements d'échelle seraient légèrement croissants. L'élasticité de l'emploi au coût relatif des facteurs est élevée, de l'ordre de 0,5. Cette valeur témoignerait de grandes possibilités de substitution, l'élasticité de substitution capital-travail étant estimée, indirectement, comme supérieure à 1 (en retenant une valeur moyenne pour π – la part du capital dans le coût total – égale à 0,25, la valeur obtenue sur notre échantillon).

Nos résultats, toutefois, conduisent à accorder un certain crédit à l'hypothèse d'erreur de mesure affectant le coût d'usage du capital. En effet, à la différence par exemple des premiers résultats obtenus par Dormont (1994), une grande sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs est mise en évidence. Mais nous surestimons sans doute cette sensibilité en ne spécifiant pas l'hétérogénéité des données.

1. Pour alléger les présentations, les coefficients relatifs aux variables indicatrices temporelles n'ont pas été rapportés.

Encadré 3

LES VARIABLES UTILISÉES

Les variables utilisées ici concernent 767 entreprises industrielles françaises suivies de 1981 à 1987. Le tableau A rappelle la définition de ces différentes variables et le tableau B en précise les principales caractéristiques pour leur logarithme.

Enfin, la matrice des corrélations entre, respectivement, le coût du travail, le coût d'usage du capital et le coût relatif des facteurs permet d'identifier les sources de variabilité de ce dernier (cf. tableau C).

Une valeur élevée du coefficient de corrélation entre le coût d'usage du capital et le coût relatif des facteurs est souvent observée sur données micro-économiques. Cet argument a été avancé pour expliquer la faible valeur estimée de la sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs. En revanche, la valeur de ce coefficient pour notre mesure du coût d'usage du capital est sensiblement plus faible. Coût de travail et coût du capital contribuent ainsi, pour nos données, dans sensiblement les mêmes proportions, à la variabilité du coût relatif des facteurs.

Tableau A

Notation	Définition
Q	la production en volume, en fait la valeur ajoutée
l	les effectifs salariés
K	le stock de capital en volume
W	le coût du travail (masse salariale divisée par les effectifs)
C	le coût d'usage du capital

Tableau B

Variable	Moyenne	Écart-type
q	9,03	1,93
i	4,26	1,80
k	8,76	2,21
w	4,81	0,35
c	-0,95	0,33

Tableau C

	w	c	$w - c$
W	1	0,22	0,65
C	-	1	-0,59
$w - c$	-	-	1

Une première prise en compte de l'hétérogénéité des données

2. Notre présentation reste toutefois imprécise car le modèle n'est pas a priori identifiable. En effet, l'ensemble des constantes individuelles permet de retracer l'effet d'une constante globale ; de même, l'ensemble des termes g_i retrace aussi l'effet d'une constante globale. Il faut donc imposer une contrainte identifiante ; nous avons retenu la contrainte :

$$\sum_{i=1}^T g_i = 0.$$

L'économétrie des données de panel accorde une grande importance aux biais d'hétérogénéité, biais qui relèveraient d'une erreur de spécification dans la dimension interindividuelle. Jusqu'ici le modèle estimé s'appliquait à une entreprise « représentative », sans se soucier de rendre compte des caractéristiques propres à chaque entreprise de l'échantillon.

Le moyen le plus simple pour retracer une telle hétérogénéité revient à introduire, dans le modèle de régression, des constantes individuelles.

Ainsi, le niveau moyen d'emploi dans chaque entreprise est d'abord expliqué par le niveau de la constante spécifique à l'entreprise. Plus formellement, la demande de travail prend la forme suivante (2) :

(3) Modèle 2

$$l_{it} = a_1 q_{it} + a_2 (c_{it} - w_{it}) - g_i + d_i + u_{it}$$

où les termes d_i figurent ces constantes individuelles. Celles-ci constituent des coefficients à estimer (en nombre N) au même titre que les coefficients a_1 et a_2 et que les termes g_i .

Encadré 4

UNE MESURE PARTICULIÈRE DU COÛT D'USAGE DU CAPITAL

Le coût d'usage du capital retenu ici (1) correspond à la charge à laquelle une entreprise doit faire face pour utiliser un équipement pendant, par exemple, un an. Sa nature doit s'assimiler, finalement, à celle d'un loyer. Si cet équipement est financé par crédit-bail, son coût d'usage coïncide avec le montant des mensualités, pendant un an, du crédit-bail. Ce coût comporte ainsi trois éléments : le prix de l'équipement, le coût du financement et le taux de dépréciation de l'équipement.

Il est tout d'abord supposé que l'entreprise, pour financer l'acquisition de ses équipements, dispose de deux sources. D'une part, elle peut recourir au secteur bancaire et se financer ainsi par endettement pour un coût qui correspond *grosso modo* au taux d'intérêt. D'autre part, elle peut recourir à ses actionnaires pour un coût qui correspond au rendement exigé par ces derniers. L'autofinancement est considéré ici comme un recours aux actionnaires ; ces derniers en effet, en acceptant de ne pas recevoir la totalité des bénéfices sous la forme de dividendes, consentent implicitement à financer l'entreprise.

Ensuite, il est supposé que l'entreprise tient pour constant le coût de ces deux sources de financement. À ce coût, elle peut lever le montant qu'elle juge nécessaire sans rencontrer de contrainte quantitative. Le coût de l'endettement est simplement évalué comme le ratio rapportant les frais financiers à l'endettement, ces deux grandeurs étant portées dans les comptes de l'entreprise. Ce ratio est ainsi un taux d'intérêt apparent moyen.

Il peut n'avoir qu'un rapport assez lâche avec le coût d'un endettement nouveau. Le rendement requis par les actionnaires est évalué à partir de deux éléments, d'une part, le rendement d'un placement alternatif que ces actionnaires pourraient avoir l'opportunité de réaliser et, d'autre part, un certain nombre de paramètres du système fiscal (en effet,

les dividendes sont soumis à l'impôt sur les bénéfices et à l'impôt sur le revenu, mais ils bénéficient de l'avoir fiscal ; de plus, la fiscalité qui porte sur les dividendes et celle qui porte sur les plus-values diffèrent).

Enfin, il est supposé que l'entreprise, pour financer un équipement, reconduit la structure moyenne du passif de son bilan. Toutes ces hypothèses permettent de construire un coût d'usage du capital « individualisé », propre à chaque entreprise de l'échantillon, pour lequel le coût du financement est la moyenne pondérée du coût de l'endettement et du rendement requis par les actionnaires. Les poids utilisés dans cette construction sont simplement les parts moyennes, observées au cours de la période, au passif du bilan respectivement des fonds propres et de la dette (bancaire ou obligataire).

Par exemple, pour une entreprise dont les capitaux propres constituent les deux tiers du total du bilan, le coût du financement est calculé comme une moyenne pondérée, avec des poids égaux à 2/3 et à 1/3. Le coût d'usage, de plus, prend en compte, d'une part, l'évolution du prix des biens d'équipement du secteur auquel l'entreprise appartient et, d'autre part, le taux moyen de dépréciation du capital propre à l'entreprise.

Cette construction reste toutefois douteuse. En premier lieu, elle confond structure moyenne du financement et structure marginale. En second lieu, elle ne tient nullement compte du théorème de Modigliani et Miller, qui dispose que la structure du financement est neutre vis-à-vis du coût d'usage du capital. En dernier lieu, elle ne fait pas intervenir le risque encouru par les actionnaires. Cette mesure du coût d'usage du capital productif reste ainsi critique mais constitue cependant, nous semble-t-il, un progrès.

1. Une description plus complète figure dans Bua et al. (1990).

Toutefois, en notant \bar{l}_i la moyenne individuelle de la variable l_{it} (\bar{l}_i est le niveau moyen d'emploi dans l'entreprise i), égal à

$$\left(\sum_{t=1}^T l_{it} \right) / T$$

\bar{q}_i la moyenne individuelle de q , \bar{c}_i la moyenne individuelle de c et \bar{w}_i la moyenne individuelle de w , l'on montre que le modèle de régression :

$$(l_{it} - \bar{l}_i) = a_1 (q_{it} - \bar{q}_i) + a_2 [(c_{it} - \bar{c}_i) - (w_{it} - \bar{w}_i)] - g_i + u'_{it}$$

fournit les mêmes estimations des coefficients a_1 et a_2 que le modèle précédent. L'identité de ces deux modèles montre que cette manière de spécifier l'hétérogénéité interindividuelle conduit à ne s'appuyer que sur la variabilité intra-individuelle pour estimer les paramètres d'intérêt. Cette variabilité relève des écarts à la moyenne individuelle, en contraste avec la variabilité interindividuelle qui dépend des écarts entre les différentes entreprises, les écarts entre les moyennes individuelles.

Les résultats de l'estimation de ce modèle sont rapportés dans le tableau 2. Là encore, deux versions du modèle sont estimées, l'une statique, l'autre dynamique. Ce qui frappe maintenant, c'est la faible cohérence des résultats, voire

leur très faible vraisemblance. Les rendements d'échelle seraient très fortement croissants (ils varieraient de 1,92 à 3,22) ; l'élasticité de substitution serait égale à 0,92 pour le modèle statique contre 1,46 pour le modèle dynamique. De tels résultats ne sont pas inhabituels ; ils ont été, par exemple, rapportés par Dormont et Sevestre (1986) qui soulignent la difficulté d'obtenir des évaluations cohérentes quand sont mises à contribution les dimensions totale et intra-individuelle des données. Ainsi, la spécification de l'hétérogénéité des données sous une forme trop sommaire donne des résultats décevants. En revanche, une prise en compte raisonnée des spécificités individuelles permet d'obtenir des résultats beaucoup plus satisfaisants.

Deux autres moyens simples de spécifier l'hétérogénéité des données

Il faudrait pouvoir retracer l'hétérogénéité des données. D'une part, il ne semble pas pertinent de vouloir appliquer exactement la même spécification à chaque entreprise comme si chaque individu de l'échantillon correspondait à la réalisation de la même variable aléatoire. D'autre part, l'introduction de constantes individuelles, propres à rendre compte du niveau moyen d'emploi dans chaque entreprise, conduit aussi à des résultats décevants.

Tableau 1
Les résultats du modèle 1 (dimension totale des données)

		Nos résultats		Dormont (1994)	
		Forme statique	Forme dynamique	Forme statique	Forme dynamique
Variables exogènes	q_{it}	0,94 (0,0029)	0,47 (0,0098)	0,90 (0,002)	0,19 (0,022)
	$(c_{it} - w_{it})$	0,51 (0,013)	0,28 (0,0082)	0,079 (0,004)	0,015 (0,004)
	l_{it-1}		0,51 (0,010)		0,78 (0,025)
Statistiques globales	R^2	0,959	0,989	0,954	0,953
	écart-type	0,365	0,184	0,297	0,300
	$N \times T$	767 × 6	767 × 6	979 × 9	979 × 9
Paramètres structurels	ν	1,06	1,04	1,11	1,13
	σ	2,04	2,32	0,32	0,28

Entre parenthèses les écarts-types estimés.

Il nous semble nécessaire, au cas particulier, de retracer deux sources essentielles d'hétérogénéité des données. D'un côté, il faudrait pouvoir rendre compte de la spécificité de l'activité de chaque entreprise. Certaines entreprises mettent en effet en œuvre des techniques fortement capitalistiques, non pas parce qu'elles font face à un coût du travail élevé, mais simplement parce qu'elles appartiennent à un secteur d'activité relevant peu ou prou de l'industrie lourde. D'un autre côté, il faudrait retracer l'hétérogénéité du facteur travail. Nous redoutons surtout l'effet fallacieux qui consiste à conclure à l'existence d'une forte sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs de production parce que coexistent, dans l'échantillon, des entreprises versant, en moyenne, des salaires élevés (ces entreprises emploient une main-d'œuvre fortement qualifiée en faible quantité relativement) et des entreprises versant des bas salaires (des entreprises « de main-d'œuvre », employant en relative grande quantité du travail faiblement qualifié) (cf. encadré 5).

Hétérogénéité des activités et hétérogénéité de la main-d'œuvre

Tout d'abord, rappelons la forme élémentaire de la demande de travail estimée plus haut :

$$l_{it} = \frac{1}{v} q_{it} + \sigma \pi (c_{it} - w_{it}) - g_t + d + u_{it}$$

Le moyen le plus simple pour prendre en compte la première source d'hétérogénéité, relative au « métier » de l'entreprise, consiste à individualiser

le terme π la part du capital dans le coût total de production.

De cette manière, deux entreprises, pour un même niveau du produit, peuvent mettre en œuvre des combinaisons productives différentes même si elles font face au même coût relatif des facteurs, tout simplement parce qu'elles appartiennent à des secteurs d'activité différents. Nous adoptons alors une démarche en deux étapes ; la première revient à estimer le terme π , pour chaque entreprise de l'échantillon. L'évaluation retenue est la suivante :

$$(4) \hat{\pi}_i = \frac{\bar{C}_i \bar{K}_i}{\bar{C}_i \bar{K}_i + \bar{W}_i \bar{L}_i}$$

soit la part du capital au point moyen pour l'entreprise i . La seconde étape revient à introduire, dans l'équation à estimer, la variable explicative (3) :

$$(5) \hat{\pi}_i (c_{it} - w_{it})$$

La seconde source d'hétérogénéité à spécifier est relative à la qualification de la main-d'œuvre. Comme les données disponibles sont relativement pauvres, ne permettant pas notamment d'appréhender la structure des qualifications au

3. Nous avons vérifié qu'en retenant, pour éviter un biais de simultanéité, la part du capital à la période précédente, nous n'obtenons pas des résultats très différents.

Tableau 2
Résultats du modèle 2 (dimension intra-individuelle des données)

		Forme statique	Forme dynamique
Variables exogènes	q_{it}	0,31 (0,0075)	0,27 (0,0063)
	$(c_{it} - w_{it})$	0,23 (0,010)	0,19 (0,0088)
	l_{it-1}	-	0,48 (0,021)
Statistiques globales	R^2	0,996	0,997
	écart-type	0,126	0,104
	$N \times T$	767 × 6	767 × 6
Paramètres structurels	v	3,22	1,92
	σ	0,92	1,46
Entre parenthèses les écarts-types estimés.			

niveau individuel, nous nous proposons de mesurer en termes « efficaces » le travail et son coût, comme si une qualification moyenne de la main-d'œuvre plus élevée augmentait le volume de travail.

Soit θ_i l'efficacité moyenne de la main-d'œuvre au sein de l'entreprise i . Le volume de travail, mesuré en termes efficaces (cette

quantité est notée L_{it}^e), pour cette entreprise, est égal à :

$$(6) L_{it}^e = L_{it} \times \theta_i$$

Le coût du travail, en termes efficaces (noté W_{it}^e), est alors par définition :

$$(7) w_{it}^e = \frac{W_{it}}{\theta_i}$$

Encadré 5

UNE VARIABILITÉ ILLUSOIRE DES DONNÉES ?

Les agrégats macroéconomiques semblent ne pas incorporer suffisamment de variabilité pour permettre aux méthodes économétriques, quand on cherche à quantifier une relation économique, d'isoler précisément l'effet de chaque variable explicative du modèle. Il est ainsi tentant de vouloir recourir à des données individuelles qui intègrent une beaucoup plus grande variabilité. Pour ce qui a trait, par exemple, au coût du travail, on observe, il est vrai, une très grande variabilité de cette grandeur d'une entreprise à l'autre.

Cette variabilité, associée au grand nombre d'observations disponibles, devrait permettre d'estimer avec une grande précision les effets que l'économètre cherche à mettre en évidence. Il ne faudrait cependant pas se cacher le caractère en partie illusoire de cette variabilité. Une mauvaise compréhension des raisons à l'origine de cette variabilité pourrait conduire à nombre d'interprétations fallacieuses. Le coût du travail présente ainsi une grande variabilité, essentiellement dans la dimension interentreprise. Il est toujours possible, par exemple, d'opposer deux entreprises qui, pour une même valeur ajoutée, ont recours à des combinaisons productives très différentes.

La première fait face à un faible coût moyen du travail et emploie, relativement, un grand nombre de travailleurs. La seconde, au contraire, fait face à un coût moyen du travail relativement élevé et son effectif salarié est faible. Doit-on pour autant en conclure que les techniques de production mises en œuvre par les entreprises offrent de grandes possibilités de substitution ? Cette configuration révèle d'abord l'hétérogénéité de la main-d'œuvre. La première entreprise n'emploie que du personnel faiblement qualifié, en grand nombre ; la seconde, en revanche, exploite une main-d'œuvre très qualifiée, en faible quantité.

Sans même invoquer cette hétérogénéité du facteur travail, un argument simple d'équilibre général de concurrence parfaite, reposant sur la parfaite mobilité des facteurs de production, ne permet pas de rendre compte de la variabilité du coût du travail d'une entreprise à l'autre. Le coût du travail devrait tendre à s'égaliser dans l'économie.

Il faut donc se tourner vers une rationalisation en termes soit de déséquilibres temporaires, soit

d'imperfection de la concurrence, pour pouvoir justifier une telle variabilité. Les expérimentations économétriques qui s'appuyeraient d'abord sur la variabilité interentreprise pour révéler la sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs seraient ainsi sujettes à caution dès lors que restent injustifiées les causes d'une telle variabilité.

La présence d'une relation d'efficience, qui postule un lien croissant entre le salaire et la productivité du travail, est en mesure, par exemple, de conduire à une surestimation de cette sensibilité. Une plus grande productivité du travail, pour un même niveau du produit, correspond à moins d'emploi. Mais cette configuration ne relève pas d'une logique de substitution entre les facteurs de production.

De même, une perspective de négociations salariales pourrait rendre compte de la dispersion, pour une même qualification du travail, du coût du travail. Dans certaines entreprises, les salaires sont négociés ; ils sont alors un peu plus élevés que les salaires « du marché ». Dans d'autres, ils ne le sont pas. Ces négociations peuvent permettre aux salariés de « prendre la parole », de se sentir mieux associés à la vie de leur entreprise. La productivité du travail, essentiellement donc pour des motifs psychologiques, pourrait ainsi être plus élevée dans les entreprises qui pratiquent des négociations salariales. Bien d'autres explications peuvent être avancées pour justifier la variabilité, d'une entreprise à l'autre, du coût du travail, par exemple, des considérations relatives à la localisation des entreprises.

C'est ainsi que nous avons préféré, dans la dernière partie de cette étude, ne pas nous appuyer sur la variabilité interentreprise du coût du travail pour évaluer la sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs. En retenant une mesure du coût du travail en termes « efficaces », nous n'exploitons en fait que la variabilité intra-entreprise de ce coût, c'est-à-dire les variations du coût du travail en écart à son niveau moyen en vigueur au sein de chaque entreprise. En effet, la variable explicative retenue (notée \hat{W}_{it}^e) est de la forme :

$$\log (\hat{W}_{it}^e) = \log (W_{it}) - \log (\hat{\theta}_i)$$

$$\text{avec } \hat{\theta}_i = \bar{W}_i$$

La demande de travail est maintenant de la forme :

$$(8) l_{it}^e = \frac{1}{v} q_{it} + \sigma \pi(c_{it} - w_{it}^e) - g_t + d + u_{it}$$

Pour mesurer θ_i , qui n'est pas *a priori* observable, nous retenons de nouveau une démarche en deux étapes. Nous évaluons simplement ce paramètre comme étant égal au taux de salaire moyen de l'entreprise i :

$$(9) \hat{\theta}_i = \bar{w}_i$$

De la sorte, les différentes qualifications du travail sont homogénéisées par leur coût. Pour évaluer la mesure dans laquelle le facteur travail dans son ensemble contribue au produit, nous retenons finalement une grandeur ayant la dimension d'une masse salariale. Les quantités en termes efficaces sont *in fine* évaluées ainsi :

$$\hat{L}_{it}^e = L_{it} \times \hat{\theta}_i \text{ et } \hat{w}_{it}^e = \frac{w_{it}}{\hat{\theta}_i}$$

Le modèle suivant est finalement estimé :

(10) Modèle 3

$$\hat{l}_{it}^e = a_1 q_{it} + a_2 [\hat{\pi}_i(c_{it} - \hat{w}_{it}^e)] - g_t + d + u_{it}$$

où, à la différence des modèles précédents, le coefficient a_2 doit être identifié directement à l'élasticité de substitution σ . L'approche reste très empirique ; en effet, le modèle 3 n'est pas dérivé rigoureusement d'une forme structurelle

qui spécifierait précisément les sources d'hétérogénéité. Ainsi, il n'est sans doute pas légitime de supposer le terme constant d identique entre chaque entreprise.

Les résultats sont reportés dans le tableau 3. Comme précédemment, la première colonne a trait à une spécification statique et la seconde à une spécification dynamique estimée par une méthode de variables instrumentales.

Ces nouveaux résultats présentent deux traits saillants. D'une part, par rapport au modèle 2, une plus grande cohérence est obtenue. Les paramètres de la fonction de production prennent des valeurs très satisfaisantes : les rendements d'échelle seraient très légèrement croissants et les possibilités de substitution inférieures à 1. Les deux formes, statique et dynamique, livrent des estimations très proches.

D'autre part, par rapport au modèle 1, ces résultats conduisent à fortement réévaluer à la baisse la sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs. Le modèle 1, qui ne prend pas en compte l'hétérogénéité des données, conduit à surestimer les possibilités de substitution entre les facteurs de production. Le modèle 3, en revanche, permet d'obtenir une évaluation plus vraisemblable qui reste toutefois élevée. Nos résultats invalident cependant l'hypothèse d'une élasticité de substitution unitaire entre les facteurs. Cette élasticité est significativement inférieure à 1, à la différence de ce qui est obtenu avec une fonction de production Cobb-Douglas.

Tableau 3
Résultats du modèle 3

		Forme statique	Forme dynamique
Variables exogènes	q_{it}	0,97 (0,0022)	0,47 0,0079
	$[\hat{\pi}_i(c_{it} - \hat{w}_{it}^e)]$	0,74 (0,023)	0,38 (0,013)
	\hat{g}_{it-1}	-	0,52 (0,013)
Statistiques globales	R^2	0,976	0,994
	écart-type $N \times T$	0,287	0,149
		767 × 6	767 × 6
Paramètres structurels	v	1,03	1,02
	σ	0,74	0,79

Entre parenthèses les écarts-types estimés.

Enfin, les modèles 1 et 3 conduisent tous deux, dans leur forme dynamique, à des délais moyens d'ajustement de l'emploi effectif à l'emploi désiré relativement faibles, de l'ordre de deux ans.

Quelques résultats supplémentaires

Afin de tester la robustesse de ces résultats, nous présentons quelques autres estimations, résultantes de variations autour de ce même thème.

Le modèle précédent tente de corriger de deux façons les biais d'hétérogénéité. Ces deux corrections pourraient toutefois se neutraliser mutuellement, en présence d'un lien entre la nature plus ou moins capitalistique de l'activité et le degré de qualification de la main-d'œuvre.

C'est ainsi que nous avons tout d'abord estimé le modèle suivant :

(11) Modèle 4

$$l_{it} = a_1 q_{it} + a_2 [\hat{\pi}_i (c_{it} - w_{it})] - g_i + d + u_{it}$$

où seule est introduite la correction relative à l'hétérogénéité des activités.

Les résultats de ce modèle figurent dans le tableau 4. S'ils ne conduisent pas à remettre en cause nos évaluations précédentes sur les rendements d'échelle, en revanche, ils ne mettent

en évidence qu'une très faible sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs.

Le modèle 5, quant à lui, ne prend en compte que l'hétérogénéité relative à la qualification de la main-d'œuvre. Il se présente ainsi sous la forme :

(12) Modèle 5

$$\hat{l}_{it}^e = a_1 q_{it} + a_2 (c_{it} - \hat{w}_{it}^e) - g_i + d + u_{it}$$

Les résultats obtenus à partir de ce modèle sont portés dans le tableau 5. Ils sont très proches des résultats du modèle 3 avec toutefois une évaluation plus faible de l'élasticité de substitution entre les facteurs.

Ces différentes modélisations permettent, d'un côté, de prendre la mesure des biais d'hétérogénéité affectant notre modélisation. De l'autre, elles offrent un premier encadrement, très imprécis il est vrai, de la valeur que prendrait l'élasticité de substitution entre le capital et le travail. Cette dernière varierait de 0,16 à 0,79.

Enfin, un dernier modèle est estimé, le modèle 6, qui conjugue la prise en compte de l'hétérogénéité propre aux activités (sous la forme donc d'une individualisation du terme π) et l'introduction de constantes individuelles :

(13) Modèle 6

$$l_{it} = a_1 q_{it} + a_2 [\hat{\pi}_i (c_{it} - w_{it})] - g_i + d_i + u_{it}$$

Tableau 4
Résultats du modèle 4

		Forme statique	Forme dynamique
Variables exogènes	q_{it}	0,92 (0,0031)	0,39 (0,0094)
	$[\hat{\pi}_i (c_{it} - w_{it})]$	0,16 (0,0068)	0,069 (0,070)
	l_{it-1}	-	0,58 (0,0034)
Statistiques globales	R^2	0,952	0,990
	écart-type	0,398	0,177
	$N \times T$	767 × 6	767 × 6
Paramètres structurels	v	1,09	1,05
	σ	0,16	0,16

Entre parenthèses les écarts-types estimés.

Tableau 5
Résultats du modèle 5

		Forme statique	Forme dynamique
Variables exogènes	q_{it}	0,96 (0,0024)	0,47, (0,0086)
	$(c_{it} - \hat{w}_{it}^e)$	0,15 (0,014)	0,071 (0,0075)
	\hat{l}_{it-1}^e	-	0,52 (0,0090)
Statistiques globales	R^2	0,972	0,992
	écart-type	0,313	0,168
	$N \times T$	767 × 6	767 × 6
Paramètres structurels	ν	1,04	1,02
	σ	0,60	0,59
Entre parenthèses les écarts-types estimés.			

Tableau 6
Résultats du modèle 6

		Forme statique	Forme dynamique
Variables exogènes	q_{it}	0,29 (0,0076)	0,26 (0,0064)
	$[\hat{\pi}_i(c_{it} - w_{it})]$	0,52 (0,032)	0,41 (0,027)
	l_{it-1}	-	0,53 (0,023)
Statistiques globales	R^2	0,996	0,997
	écart-type	0,128	0,105
	$N \times T$	767 × 6	767 × 6
Paramètres structurels	ν	3,45	1,81
	σ	0,52	0,87
Entre parenthèses les écarts-types estimés.			

Tableau 7
Effets sur l'emploi d'une baisse de 1 % du coût du travail

Modèle	Effet moyen	Effet minimum	En %
			Effet maximum
1	0,51	-	-
3	0,18	$6,6 \cdot 10^{-4}$	0,73
4	0,04	$1,4 \cdot 10^{-4}$	0,16
5	0,15	-	-

Cette spécification généralise les modèles 3 et 4, en permettant de retracer n'importe quel effet individuel pourvu qu'il soit invariant au cours du temps. Les résultats obtenus figurent dans le tableau 6. Ils subissent la même critique que ceux du modèle 2, parce que là encore ils ne reposent que sur la variabilité intra-individuelle des données. Comme dans le modèle 2, les valeurs estimées pour les rendements d'échelle sont très insatisfaisantes. L'élasticité de substitution est cependant révisée à la baisse.

*
**

Ainsi, dans une spécification de la demande de travail faisant intervenir le niveau du produit, seule une faible sensibilité de la demande de travail au coût relatif des facteurs peut être mise en évidence. En effet, cette sensibilité ne retrace qu'un seul effet de substitution capital-travail dont l'ampleur est *a priori* limitée.

Les résultats de nos expérimentations successives peuvent être mieux appréciés lorsque l'on envisage les conséquences d'une baisse de 1 % du coût du travail sur l'emploi. Afin de prendre la mesure de la diversité des réactions des entreprises face à une même réduction relative du coût du travail, nous rapportons dans le tableau 7 les trois réponses suivantes. Tout d'abord, la réponse moyenne en retenant comme situation de référence celle de l'entreprise moyenne de l'échantillon pour laquelle la part du capital dans le coût total est égale à 0,25 ; ensuite, la réponse la plus faible dans l'échantillon ; enfin, la réponse la plus importante dans l'échantillon.

Ces différentes réponses ne peuvent être obtenues que pour les modèles où l'hétérogénéité relative à l'activité de l'entreprise a été modélisée, c'est-à-dire pour les modèles 3 et 4. L'échantillon n'étant pas représentatif, nous n'avons pas voulu rapporter une réponse d'ensemble qui aurait été calculée comme la réponse pondérée des réponses individuelles (en affectant à chaque

entreprise de l'échantillon un poids correspondant à son importance en termes d'effectifs salariés). Toutefois, la réponse d'ensemble est proche de la réponse de l'entreprise moyenne. Ensuite, les deux modèles 2 et 6 sont exclus puisqu'ils n'ont pas permis d'obtenir des résultats satisfaisants pour les paramètres structurels. Enfin, ce tableau permet de rendre comparables les résultats obtenus dans les modèles 1 et 5 (où le paramètre estimé est l'élasticité de la demande de travail au coût relatif des facteurs) et ceux obtenus dans les modèles 3 et 4 (où l'estimation a trait à l'élasticité de substitution entre les facteurs de production).

En laissant de côté l'évaluation obtenue à partir du modèle 1, la sensibilité de l'emploi au coût relatif des facteurs mise en évidence reste faible. Ainsi, une baisse de 1 % du coût du travail conduirait à un surcroît d'emploi, à niveau de production inchangé, compris entre 0,04 % et 0,18 %. Hamermesh (1993), de son côté, conclut que la valeur la plus vraisemblable est de l'ordre de 0,3 %. Nous obtenons ainsi sur données françaises, une évaluation un peu plus faible de l'élasticité de l'emploi au coût du travail.

Nous n'avons cependant cherché à mesurer que l'effet qui résulte, quand le coût du travail diminue, d'un ralentissement de la substitution du capital au travail, c'est-à-dire finalement d'une moindre mécanisation des processus de production. Il s'agit peut-être de l'effet le moins important. Un coût du travail plus faible permet aussi de rendre rentable un certain nombre d'activités pour lesquelles la disponibilité à payer des demandeurs reste limitée. De même, il permet de lutter contre la délocalisation des activités. L'effet qui résulte de l'amélioration de la compétitivité n'est pas non plus quantifié. C'est en tout cela que nous n'avons mis en évidence que l'effet sur l'emploi le plus faible à attendre d'une baisse du coût du travail. Enfin, pour être complet, il faudrait prendre en compte l'effet des mesures de bouclage macroéconomique (financement de l'allègement des charges sociales). □

BIBLIOGRAPHIE

- Artus P. et Bismut C. (1980)**, « Substitution et coût des facteurs un lien existe-t-il ? », *Économie et Statistique*, n° 127, pp. 101-114.
- Auerbach A.J. (1983)**, « Taxation, Corporate Financial Policy and the Cost of Capital », *The Journal of Economic Literature*, vol. 21, pp. 905-940.
- Bua M., Girard P., Legendre F. et Redondo P. (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. 41-51.
- Bua M., Girard P., Legendre F. et Redondo P. (1991)**, « Financement, fiscalité et croissance des entreprises industrielles », *Économie et Prévision*, n° 98, pp. 45-68.
- Dormont B. (1983)**, « Substitution et coûts des facteurs. Une approche en termes de modèles à erreurs sur les variables », *Annales de l'Insee*, n° 50, pp. 73-92.
- Dormont B. (1989)**, *Introduction à l'économétrie des données de panel*, Paris, Adres-CNRS, Monographies d'Économétrie.
- Dormont B. (1994)**, « Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ? », *Revue Économique*, vol. 45, n° 3, pp. 399-414.
- Dormont B. et Sevestre P. (1986)**, « Modèle dynamique de demande de travail : spécification et estimation sur données de panel », *Revue Économique*, vol. 37, n° 3, pp. 455-487.
- Hamermesh D.S. (1986)**, « The Demand for Labour in the Long Run », in *Handbook of Labor Economics*, Ashenfelter et Layard eds.
- Hamermesh D.S. (1993)**, *Labor Demand*, Princeton University Press.
- King M.A. (1974)**, « Taxation and the Cost of Capital », *The Review of Economic Studies*, vol. 41, n° 1, pp. 21-35.
- Mairesse J. et Griliches Z. (1988)**, « Hétérogénéité et panels : y a-t-il des fonctions de production stables ? », in *Mélanges économiques, Essais en l'honneur d'É. Malinvaud*, Economica, Paris.
- Sevestre P. et Trognon A. (1992)**, « Linear dynamic models », in *The econometrics of panel data*, Matyas and Sevestre, Kluwer.
-

UNE APPROXIMATION DE LA DEMANDE DE TRAVAIL

Deux hypothèses particulières sont retenues en ce qui concerne la fonction de production. En premier lieu, cette fonction est supposée homogène de degré ν en K et L . Elle satisfait ainsi la propriété :

$$f(\lambda K, \lambda L) = \lambda^\nu f(K, L) \quad \lambda > 0$$

qui s'interprète comme suit. Si par exemple capital et travail s'accroissent de 1 %, le volume du produit s'accroît de $\nu\%$. ν correspond ainsi au paramètre de rendements d'échelle. Si ν est inférieur à 1, les rendements sont décroissants ; si ν est supérieur à 1, les rendements sont croissants.

En second lieu, il est supposé que l'élasticité de substitution entre les deux facteurs de production (notée σ) est constante. Il s'agit *a priori* d'une propriété caractérisant les techniques de production (en fait, le degré de « courbure » d'une isoquante). Mais il est plus commode d'interpréter cette hypothèse en relevant qu'elle conduit, si l'entreprise minimise effectivement son coût de production, à la détermination suivante du capital par tête :

$$\frac{K^d}{L^d} = \left(\frac{C}{W} \right)^{-\sigma} \times d$$

où K^d est la demande de capital et d une constante. σ représente l'ampleur d'une variation du capital par tête optimal résultant d'une variation de 1 % du coût relatif des facteurs de production. Plus σ est élevé, plus les possibilités de substitution sont grandes. Un cas particulier important est celui d'une élasticité de substitution égale à 1 (le cas d'une fonction de production Cobb-Douglas).

Dans ce cas prévaut une logique de compensation « parfaite » : à une hausse de 1 % du coût relatif des facteurs correspond une baisse de 1 % du capital par tête, si bien que la part de chacun des deux facteurs de production reste constante dans le coût total de production.

On voudrait maintenant pouvoir approximer la demande de travail sous la forme :

$$\frac{L^d - L_0^d}{L_0^d} = a \frac{Q - Q_0}{Q_0} + b \left(\frac{C - C_0}{C_0} - \frac{W - W_0}{W_0} \right)$$

L_0^d , Q_0 , C_0 et W_0 caractérisent la situation initiale. À partir de cette situation initiale, on voudrait pouvoir identifier, toutes choses égales par ailleurs, a l'élasticité de la demande de travail par rapport à Q et b l'élasticité de la demande de travail par rapport au coût relatif des facteurs. a et b s'interprètent de la manière suivante.

Si par exemple les débouchés de l'entreprise s'accroissent de 1 % et que le coût relatif des facteurs reste constant, la demande de travail s'accroît de $a\%$. Si par exemple le coût relatif des facteurs s'accroît de 1 % et que les débouchés restent constants, la demande de travail s'accroît de $b\%$. L'analogie avec la théorie microéconomique du consommateur est peut-être éclairante. a serait l'équivalent d'un effet de revenu et b d'un effet de substitution.

Commençons par identifier le paramètre a . C'est la réponse de la demande de travail à une variation des débouchés quand le coût relatif des facteurs reste constant. Comme ce coût ne varie pas, l'entreprise va simplement chercher à modifier l'échelle de sa production en laissant inchangé le capital par tête. Ainsi, la variation relative de la demande de travail est égale à la variation relative de la demande de capital :

$$\frac{L^d - L_0^d}{L_0^d} = \frac{K^d - K_0^d}{K_0^d}$$

La variation relative de production s'exprime alors ainsi :

$$\frac{Q - Q_0}{Q_0} = \frac{f\left[\left(1 + \frac{L^d - L_0^d}{L_0^d}\right)K_0, \left(1 + \frac{L^d - L_0^d}{L_0^d}\right)L_0\right] - f(K_0, L_0)}{f(K_0, L_0)}$$



ANNEXE
(suite)

soit, en utilisant l'homogénéité de degré v de la fonction de production :

$$\frac{Q - Q_0}{Q_0} = \frac{(1 + (L^d - L_0^d) / L_0^d)^v f(K_0, L_0) - f(K_0, L_0)}{f(K_0, L_0)}$$

L'approximation suivante est alors obtenue :

$$\frac{Q - Q_0}{Q_0} \approx v \frac{L^d - L_0^d}{L_0^d}$$

De la sorte, le paramètre a doit être identifié à $1/v$, l'inverse du paramètre de rendements d'échelle.

Identifions maintenant le paramètre b . C'est la réponse de la demande de travail à une variation du coût relatif des facteurs quand le niveau de production reste constant. Pour ce, il est tout d'abord nécessaire de linéariser la fonction de production. Ainsi, au voisinage de $Q_0 = f(K_0^d, L_0^d)$, cette linéarisation conduit à l'approximation :

$$Q - Q_0 \approx f'_K(K_0^d, L_0^d)(K^d - K_0^d) + f'_L(K_0^d, L_0^d)(L^d - L_0^d)$$

où $f'_K(K_0^d, L_0^d)$ (respectivement $f'_L(K_0^d, L_0^d)$) est la productivité du capital (respectivement du travail), évaluée pour la situation initiale. Comme le niveau de production reste constant (c'est-à-dire, formellement, $Q - Q_0 = 0$), cette approximation conduit à l'expression :

$$\frac{K^d - K_0^d}{L^d - L_0^d} \approx \left(\frac{f'_K(K_0^d, L_0^d)}{f'_L(K_0^d, L_0^d)} \right)^{-1}$$

La situation initiale est toutefois une situation pour laquelle le coût de production est minimum. La condition nécessaire, pour que ce coût soit minimal, est :

$$\frac{f'_K(K_0^d, L_0^d)}{f'_L(K_0^d, L_0^d)} = \frac{C_0}{W_0}$$

Le rapport des productivités marginales doit être égal au rapport des coûts des facteurs de production. Si par exemple le coût du travail est deux fois supérieur au coût du capital, la productivité du travail doit être deux fois supérieure à la productivité du capital pour minimiser le coût total de production.

En remplaçant le rapport des productivités marginales par le coût relatif des facteurs, l'expression suivante, en termes de variations absolues, est finalement obtenue :

$$\frac{K^d - K_0}{L^d - L_0} \approx - \left(\frac{C_0}{W_0} \right)^{-1}$$

En termes de variations relatives, cette expression devient :

$$\frac{(K^d - K_0^d) / K_0^d}{(L^d - L_0^d) / L_0^d} \approx \left(\frac{C_0 K_0^d}{W_0 L_0^d} \right)^{-1} = - \left(\frac{\pi_0}{1 - \pi_0} \right)^{-1}$$

si on note π_0 la part du capital dans le coût de production : $\pi_0 = C_0 K_0^d / (C_0 K_0^d + W_0 L_0^d)$

Il est plus facile d'interpréter cette relation en l'exprimant ainsi :

$$\frac{L^d - L_0^d}{L_0^d} \approx - \frac{\pi_0}{1 - \pi_0} \frac{K^d - K_0^d}{K_0^d}$$

Si par exemple le capital constitue initialement le tiers du coût de production (c'est-à-dire si $\pi_0 = 1/3$ et donc si $\pi_0 / (1 - \pi_0) = 2$), alors une baisse de 1 % du stock de capital doit être compensée par une augmentation de 0,5 % du volume de travail pour que l'entreprise soit en mesure d'assurer le même niveau de production.



ANNEXE
(fin)

Il reste, enfin, à exploiter l'hypothèse selon laquelle l'élasticité de substitution entre les facteurs de production est constante, égale à σ . Cette hypothèse revient à dire que l'élasticité du capital par tête par rapport au coût relatif des facteurs est égale à $-\sigma$:

$$\frac{K^d - K_0^d}{K_0^d} - \frac{L^d - L_0^d}{L_0^d} = -\sigma \left(\frac{C - C_0}{C_0} - \frac{W - W_0}{W_0} \right)$$

En rapprochant ces deux dernières expressions, qui constituent un système de deux équations à deux inconnues, et en résolvant en $(L^d - L_0^d) / L_0^d$, il est possible d'obtenir l'expression :

$$\frac{L^d - L_0^d}{L_0^d} = \sigma \pi_0 \left(\frac{C - C_0}{C_0} - \frac{W - W_0}{W_0} \right)$$

Le paramètre b doit ainsi être identifié à la quantité $\sigma \pi_0$.

La réponse de l'emploi à une variation du coût relatif des facteurs est d'autant plus grande que les possibilités de substitution entre les facteurs sont élevées, c'est-à-dire quand σ est élevé ; elle est aussi d'autant plus grande que la part du capital dans le coût total est élevée.

Cette dernière propriété s'interprète ainsi. Si la part du capital est supérieure à 0,5, cela témoigne de ce que, à niveau de production constant, une baisse de 1 % du stock de capital doit être compensée par une hausse supérieure à 1 % du niveau d'emploi.

Il vient ainsi d'être établi l'approximation :

$$\frac{L^d - L_0^d}{L_0^d} = \frac{1}{v} \frac{Q - Q_0}{Q_0} \sigma \pi_0 \left(\frac{C - C_0}{C_0} - \frac{W - W_0}{W_0} \right)$$

En notant que la variation relative est approximativement égale à la différence logarithmique (soit, par exemple, $(L^d - L_0^d) / L_0^d \approx \log(L^d) - \log(L_0^d) = l^d - l_0^d$ en notant en minuscule les quantités exprimées en logarithme), cette approximation devient :

$$l^d - l_0^d = \frac{1}{v} (q - q_0) + \sigma \pi_0 \{ (c - c_0) - (w - w_0) \}$$

Enfin, en intégrant cette dernière expression, il vient :

$$l^d = \frac{1}{v} q + \sigma \pi_0 (c - w) + d$$

où d est une constante d'intégration.

Résumé

Le lien emploi-coût relatif des facteurs de production : quelques résultats obtenus à partir de données de panel

À partir d'une spécification élémentaire de la demande de travail et de données relatives à un panel d'environ 800 entreprises industrielles françaises, quelques évaluations de la sensibilité de l'emploi au coût relatif des facteurs de production sont présentées ici. Les résultats obtenus sont très sensibles au mode de prise en compte de l'hétérogénéité interentreprises des activités et de la qualification de la main-d'œuvre. Ils permettent toutefois de rappeler que, pour des spécifications qui ne cherchent à mettre en évidence que le seul effet de substitution entre les facteurs de production, il n'est pas possible d'attendre une très grande sensibilité de l'emploi au coût du travail.

Abstract

The Link Between Employment and the Relative Cost of Production Factors: Results Obtained Using Panel Data

This article presents some evaluations of the sensitivity of employment to the relative cost of production factors using a basic specification of the demand for labour and data on a sample group of some 800 French industrial firms. The results obtained are highly sensitive to the way in which the intercorporate diversity of activities and the work force's skills are taken into account. They nevertheless serve as a reminder that, when specifications seek merely to show the effect of the substitution of production factors, an extremely high level of employment sensitivity to the labour cost cannot be expected.

Zusammenfassung

Die Beziehung zwischen Beschäftigung und relativen Kosten der Produktionsfaktoren: einige Ergebnisse auf der Grundlage von Paneldaten

Dieser Artikel präsentiert einige Bewertungen der Reagibilität der Beschäftigung gegenüber den relativen Kosten der Produktionsfaktoren, die auf der Grundlage einer elementaren Spezifizierung der Arbeitsnachfrage und der Daten eines Panels von ca. 800 französischen Industrieunternehmen durchgeführt wurden. Die Art der Berücksichtigung der zwischenbetrieblichen Heterogenität der Tätigkeiten und der Qualifikation der Arbeitskräfte hat einen großen Einfluss auf die erhaltenen Ergebnisse. Sie verdeutlichen allerdings, daß für Spezifizierungen, die nur dem Aufzeigen des Substitutionseffekts zwischen den Produktionsfaktoren dienen, keine sehr große Reagibilität der Beschäftigung gegenüber den Arbeitskosten zu erwarten ist.

Resumen

El nexo empleo-coste relativo de los factores de producción : unos resultados obtenidos a partir de datos de panel

A partir de una especificación elementaria de la demanda de trabajo y de los datos relativos a un panel de unas 800 empresas industriales francesas, se presentan aquí unas evaluaciones de la sensibilidad del empleo al coste relativo de los factores de producción. Los resultados obtenidos dependen mucho de la manera como se considera la heterogeneidad interempresas de las actividades y de la cualificación de la mano de obra. Permiten sin embargo recordar que para unas especificaciones que solo tratan de poner de manifiesto el efecto de sustitución entre los factores de producción, no es posible esperar una gran sensibilidad del empleo al coste del trabajo.