

Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?

Brigitte Dormont*

L'objet de cet article est d'examiner les problèmes posés par l'estimation de la demande de travail sur données françaises en se concentrant sur l'évaluation de l'élasticité emploi-coût salarial. Dans un premier temps, on rappelle les résultats obtenus par différentes études réalisées sur des données étrangères ou françaises. Les modèles macro-économiques français se distinguent par une élasticité emploi-salaire égale à 0. Dans la deuxième partie sont présentées nos propres estimations, lesquelles ont été effectuées conjointement sur des séries temporelles macro-économiques, un panel de secteurs et un panel d'entreprises. On montre que quelques précautions permettent d'aboutir à une élasticité emploi-coût salarial très cohérente, quel que soit le niveau d'agrégation des données. Toutefois la valeur obtenue, comprise entre $-0,8$ et $-0,5$, paraît suffisamment élevée pour mériter quelques questionnements. Tel est l'objet de la troisième partie : la prise en compte des biais de simultanéité et de l'hétérogénéité des comportements permet de réviser à la baisse la relation entre demande de travail et coût salarial. Enfin, au niveau des entreprises, on constate que l'élasticité emploi-coût salarial décroît fortement lorsque la qualification de la main-d'œuvre augmente.

Que sait-on de la demande de travail ? Selon Hamermesh [1991], le premier résultat que l'on peut tenir pour acquis est une élasticité emploi-salaire de long terme comprise entre $-0,75$ et $-0,15$. La valeur à ses yeux la plus vraisemblable, $-0,3$, est compatible avec l'hypothèse d'une fonction de production de Cobb-Douglas. Cette certitude du spécialiste anglo-saxon n'est, à l'évidence, pas partagée en France, où l'élasticité emploi-salaire des trois principaux modèles macro-économiques du service public est égale à 0.

À première vue, le cas français se caractérise par une grande disparité des résultats économétriques selon le niveau d'agrégation des données utilisées. Cet état de fait débouche sur une modélisation de la demande de travail en contradiction avec le standard actuel de la théorie, modélisation qui rend difficile l'évaluation de politiques économiques situées du côté de l'offre.

* Je remercie P.-Y. Hénin pour ses commentaires, ainsi que G. Cette, B. Coeuré, D. Eyssartier pour nos discussions fructueuses.

L'objet de cette contribution est d'examiner les problèmes posés par l'estimation de la demande de travail sur données françaises. Le but poursuivi est assez minimaliste car on ne s'intéresse qu'à l'élasticité emploi-coût salarial de long terme, on se limite à l'industrie manufacturière, et les spécifications dynamiques retenues sont réduites au strict nécessaire. L'accent est mis sur la recherche d'une cohérence des évaluations, quel que soit le niveau d'agrégation des données. Les conséquences sur les estimations de biais de simultanéité et de l'hétérogénéité des comportements sont étudiées.

L'article comporte trois parties. Dans un premier temps, on met en évidence la spécificité des modèles macro-économiques français. Dans la deuxième partie sont présentées nos propres estimations de l'élasticité emploi-coût salarial. Enfin la troisième partie est consacrée à l'examen des conséquences des biais de simultanéité et d'hétérogénéité.

UNE ÉLASTICITÉ NULLE DANS LES MODÈLES MACRO-ÉCONOMIQUES FRANÇAIS

Le tableau 1 permet de saisir le contraste existant entre les valeurs des élasticités emploi-coût salarial mises en évidence par diverses études, quel que soit le niveau d'agrégation des données, et les valeurs nulles retenues dans les modèles macro-économiques nationaux utilisés par l'Insee (Amadeus), la direction de la Prévision (Metric), la Banque de France (BDF) et l'OFCE (Mosaïque) (cf. les parties 1A et 1B du tableau 1). Seule Silene, la maquette du modèle Hermes-France, a une élasticité correspondant à une fonction de production de Cobb-Douglas. Avant d'examiner les raisons invoquées par les modélisateurs pour justifier ces élasticités égales à 0, il convient toutefois de fournir quelques précisions concernant les spécifications auxquelles nous nous référons.

L'élasticité emploi-salaire est obtenue généralement par l'estimation du comportement de demande de travail, méthode qualifiée d'« approche directe ». Celle-ci présente l'inconvénient de nécessiter l'adoption d'hypothèses plus ou moins justifiées concernant les contraintes de marchés et les rationnements subis par l'entreprise, les processus d'anticipation et les délais d'ajustement. En revanche, l'approche directe a l'intérêt d'estimer les comportements, dont le lien avec la réalité est plus étroit que la fonction de production, laquelle n'est observée qu'à partir des quantités issues, de fait, des comportements de la firme en matière d'offre de produit et de demandes de facteurs. En notant l^* la cible de long terme de l'emploi optimal, on a la spécification suivante :

$$l^* = aq + b w/c + dt + c^{te} \quad a > 0 \quad b \leq 0 \quad d < 0 \quad (1)$$

où l et q sont, respectivement, les logarithmes de l'input travail et de l'output en volume. w/c est le logarithme du coût relatif des facteurs. On a $w/c = w/p - c/p$, où w/p est le logarithme du coût salarial (salaire + primes diverses + charges

sociales) par unité de travail déflaté par le prix de l'output et où c/p est le logarithme du coût d'usage du capital déflaté par le prix de l'output. La spécification (1) dérive d'un modèle où l'entreprise calcule conjointement les trajectoires optimales de travail et de capital en minimisant la somme de ses coûts actualisés, sous l'hypothèse d'une contrainte de débouchés impliquant l'exogénéité de q . Si les rendements d'échelle sont constants, le paramètre a doit être égal à 1. d mesure l'effet du progrès technique non incorporé. Le paramètre b est l'élasticité emploi-coût salarial à laquelle nous nous intéressons. Sous l'hypothèse d'une fonction de production CES, quelques approximations permettent d'établir que $b = -\sigma\pi$, où σ est l'élasticité de substitution et π la part du coût du capital dans le coût des facteurs. π est constante dans le cas où $\sigma = 1$ et généralement évaluée à $\pi \cong 0,3$. Ainsi, dans le cadre théorique ici présenté, l'existence d'une fonction de production de Cobb-Douglas devrait-elle conduire à $b = -0,3$. Toutefois, on peut admettre que l'hypothèse d'une contrainte de débouchés et celle d'une décision simultanée d'embauche et d'investissement ne sont pas justifiées pour toutes les entreprises (Dormont [1989b]). En l'absence d'une contrainte de débouchés, ce sont les coûts réels des facteurs w/p et c/p qui expliquent la demande de travail. Si la décision d'embauche se situe en aval de la décision d'investir, l'entreprise maximise son profit à capital prédéterminé et c 'est le niveau de ce dernier ainsi que le salaire réel w/p qui figurent dans les variables explicatives de l'emploi, que l'on soit en situation de concurrence pure et parfaite ou de concurrence monopolistique. Quand on s'intéresse à l'impact du coût salarial sur l'emploi, il paraît donc préférable de considérer une spécification plus souple que le modèle (1) :

$$1^* = aq + b(w/p) + b'(c/p) + dt + c'^e \quad (2)$$

Notons que le modèle (1) est un cas particulier de (2) que l'estimation peut mettre en évidence (si $b = -b'$). Par ailleurs, si $b' = 0$, l'expression (2) peut s'interpréter comme l'équation d'égalité de la productivité marginale du travail au salaire réel, obtenue lorsque l'entreprise maximise son profit. Dans ce cas, q n'est pas exogène et $b = -\sigma$.

L'approche indirecte consiste à déduire l'élasticité emploi-salaire de l'estimation des paramètres de la fonction de production. Cette approche permet l'estimation linéaire de formes très souples comme les fonctions Translog dont l'intérêt réside, lorsqu'on considère plus de deux facteurs de production (par une prise en compte de l'hétérogénéité du travail par exemple), dans la possibilité d'élasticités de substitution différentes entre chaque paire de facteurs. Toutefois, l'approche indirecte présente de nombreux inconvénients. Tout d'abord, il est difficile de supposer, au moins sur le plan micro-économique, que le niveau des facteurs de production est exogène. Ensuite, des valeurs souvent aberrantes sont obtenues pour les élasticités de substitution dont le calcul est très fragile, car il nécessite l'utilisation du gradient et de la matrice des dérivées secondes de la fonction de production estimée (Hamermesh [1986]). Des estimations plus robustes peuvent être obtenues à partir de fonctions de coûts, mais là se pose, comme pour les fonctions de production, un problème d'interpréta-

Tableau 1. Élasticités emploi-salaire de long terme dans l'industrie manufacturière obtenues dans différentes études

	Données	Elasticité emploi/salaire de long terme	Spécification	Référence
I.A ÉTUDES SUR DONNÉES ÉTRANGÈRES	macro-économiques	-0,51 à -0,19	Demande de travail	Cinq études citées par Hamermesh (86)
	macro-économiques	-0,47 à -0,17	Fonctions de production ou Fonction de coût	Trois études citées par Hamermesh (86)
	sectorielles	-1,03 à -0,29	Demande de travail	Quatre études citées par Hamermesh (86)
	Panel de 200 entreprises du Royaume-Uni 1975 - 82	-0,52 à -0,41	Demande de travail	Nickell et Wadhvani (91)
	Panel de 145 entreprises de la RFA 1970 - 79	-0,83 à -0,07	Demande de travail	Mairesse - Dormont (85) et Dormont (86)
I.B MODÈLES MACRO- ÉCONOMIQUES FRANÇAIS	Amadeus (séries macro-économiques annuelles 1971 - 88)	0	Demande de travail sous l'hypothèse d'une fonction de production à facteurs complémentaires avec rupture en 80 sur la tendance de progrès technique	Insee (91)
	Metric (séries trimestrielles 1971-1 à 1985-4)	-0,005 non significative	Demande de travail sous l'hypothèse d'une fonction de production CES Putty-Putty mais l'élasticité de substitution estimée est très faible (0,016) et non significative	Insee-BdF-DP (93)
	BdF (séries trimestrielles 1970-3 à 1989-4)	0	Demande de travail sous l'hypothèse d'une fonction de production à facteurs complémentaires avec rupture de tendance en 80-2	Cette (92)
	Mosaïque (séries trimestrielles 1970-2 à 1988-4)	0	Demande de travail sous l'hypothèse d'une fonction de production à facteurs complémentaires	Gubian et alii (92)
	Silene	-0,31	Demande de travail sous l'hypothèse d'une fonction de production de Cobb-Douglas	Assouline et Epaulard (91)

Tableau 1 (suite). Élasticités emploi-salaire de long terme dans l'industrie manufacturière obtenues dans différentes études

1.C ÉTUDES SUR DONNÉES MACRO- ÉCONOMIQUES FRANÇAISES	séries annuelles 1968-1985	-0,14	Demande de travail sous l'hypothèse d'une fonction de production CES avec w/c et sans rupture Même spécification avec rupture de tendance à partir de 1979	Le Dem et Lerais (90)
		+ 0,01 non significative -0,56	Demande de travail sous l'hypothèse d'une fonction de production CES avec w/p et sans rupture Même spécification avec rupture de tendance à partir de 1979	
		-0,06 non significative	Demande de travail avec w/c . Par rapport à l'hypothèse de facteurs complémentaires, la stabilité de la relation estimée est détériorée lorsqu'on introduit w/c	
	séries trimestrielles 1979-1989	-1,61 non significative < 0 significative (valeur non fournie par l'auteur)	Demande de travail avec w/p . Stabilité détériorée par l'introduction de w/p	Maurel (90)
1.D ÉTUDES SUR DONNÉES MICRO- ÉCONOMIQUES FRANÇAISES	Panel de 580 entreprises (1975-83)	-0,09 à -0,06	Demande de travail sous l'hypothèse Cobb-Douglas avec w/c et hétérogénéité du travail	Bresson, Kramarz et Sevestre (92)
	Panel de 124 entreprises 1967 - 1975 ou Panel de 307 entreprises 1967 - 1979	-0,12 à -0,06 -0,98 à -0,10	Demande de travail sous l'hypothèse CES avec w/c Même spécification avec (w/p)	Dormont (83, 86) Mairesse et Dormont (85)
	Panel d'environ 3 500 entreprises 1984 - 1988	-0,12	Estimation indirecte de l'élasticité de substitution à partir d'une fonction Translog ($\hat{\sigma} = 0,4$)	Girardot et Jondeau (90)

tion, puisque la valeur de l'élasticité de substitution ne nous renseigne pas sur l'élasticité emploi-salaire de court terme, ni sur les délais d'ajustement.

Quelle est la justification des modélisateurs pour retenir $b = 0$ dans la demande de travail macro-économique ? La spécification estimée correspond à l'équation (1) avec, pour intégrer les dynamiques, un modèle à corrections d'erreurs ou un ajustement partiel :

$$1 - 1_{-1} = \lambda (1^* - 1_{-1}) \quad \lambda \in [0, 1] \quad (3)$$

De fait, les estimations sur données agrégées conduisent à une élasticité nulle. Là réside la première justification, incontestable à première vue. Toutefois, si l'on se réfère aux travaux souvent cités de Maurel [1990] et Le Dem, Lerais [1990] (tableau 1.C), on se rend compte que l'évaluation de l'élasticité emploi-coût salarial est très influencée par le choix de la spécification (1) (coût relatif) ou (2) (coûts séparés) et par la prise en compte ou non d'une rupture dans la tendance du progrès technique autonome. Nous reviendrons précisément sur ce point dans la deuxième partie, en commentant nos propres estimations sur données agrégées.

Ces élasticités nulles au niveau agrégé contrastent fortement, non seulement, comme nous l'avons souligné, avec les résultats des études sur données étrangères, mais aussi avec les estimations obtenues sur des données micro-économiques françaises (tableau 1.D), lesquelles fournissent des élasticités d'importances variables, mais toujours significatives. À cela s'ajoute le résultat d'Artus et Bismuth [1980], qui mettent en évidence une élasticité de substitution de 0,54 en estimant une fonction d'investissement sur un panel de secteurs, alors qu'ils obtiennent une élasticité presque nulle (0,03) sur données agrégées. Comment expliquer ces divergences de résultats selon le niveau d'agrégation des données ? Deux explications sont habituellement avancées : l'existence d'un effet « structure » et l'existence d'un effet « coupe instantanée ».

L'impact de l'effet structure a été examiné par Henry, Leroux et Muet [1988] : l'idée consiste à supposer que l'évaluation de l'effet de substitution sur données agrégées est perturbée par la mobilité intersectorielle des facteurs. La prise en compte de ces mouvements structurels expliquerait pourquoi l'effet de substitution estimé, extrêmement faible auparavant, devient non significatif quand on inclut les années quatre-vingt dans la régression. Toutefois, une quantification de cet effet structure montre son caractère mineur : entre les périodes 1960-1974 et 1975-1985, le taux de croissance annuel moyen de la productivité du travail est passé de 5,7 à 3,3 % ; dans ce ralentissement de 2,4 points, 0,6 point est attribuable à la mobilité intersectorielle (Henry, Leroux et Muet [1988]).

L'effet que nous avons qualifié de « coupe instantanée » est l'explication qui domine actuellement. Elle consiste à relier l'effet de substitution obtenu sur données d'entreprises à l'importance de la part des disparités inter-individuelles dans la variance des observations sur données de panel. Le contraste entre les estimations macro- et micro-économétriques est alors attribué au fait que les effets de substitutions « [...] sont longs à se matérialiser [...] les évolutions dans le temps des salaires réels ou des charges sociales auraient peu d'influence sur

les effectifs [...] mais à un instant donné, les entreprises ou secteurs qui bénéficient d'un coût du travail plus faible [...] emploieraient des techniques plus riches en emplois » (CGP [1993]). Il y aurait donc substitution, mais à très long terme, au-delà de l'horizon de prévision des modèles (Cette [1992]). Nous verrons que cette conception ne correspond pas à la réalité des estimations.

L'originalité des modèles français se manifeste à nouveau dans les modèles multinationaux (tableau 2). Mis à part OEF, dont les spécifications estimées ne sont pas homogènes d'un pays à l'autre (Le Dem [1991]), Mimosa est le seul modèle à exhiber, et pour la France exclusivement, une élasticité emploi-salaire nulle. En revanche, Gem, Interlink et Quest présentent pour tous les pays, France y compris, des élasticités emploi-salaire de long terme significatives.

Tableau 2. *Elasticités emploi-salaire de long terme dans les demandes de travail de cinq modèles multinationaux*

Modèle	Elasticité emploi-salaire de long terme				Spécification
	France	Allemagne	Italie	RU	
GEM (NIESR – LBS)	-0,65	-0,52	-0,79	-0,53	Emploi fonction de la production et du salaire réel w/p
INTERLINK (OCDE)	-0,23	-0,27	-0,13	-0,27	Emploi fonction (entre autres) de la production et du salaire réel w/p , découlant de la minimisation des coûts sous l'hypothèse d'une fonction de production CES à trois facteurs et à deux niveaux
MIMOSA (CEPII – OFCE)	0	-0,20	-0,29	-0,21	Emploi fonction de la production et du coût relatif w/c découlant de la minimisation des coûts sous l'hypothèse d'une fonction de Cobb-Douglas Putty-Clay
OEF (Oxford Economic Forecasting)	0			-0,30	Pas de spécification homogène pour les différents pays, w/c n'est pas toujours introduit
QUEST (DIW – Berlin)	-0,11	-0,15		-0,15	Emploi fonction de la production et du salaire réel

Source : Le Dem (1991).

Cette configuration des modèles fait douter de leur adéquation pour simuler des propositions de politique économique qui s'orientent de plus en plus vers un allègement du coût salarial (CGP [1993], Dreze, Malinvaud et al. [1993]). Ainsi les effets d'une franchise de cotisation sociale employeurs sur le premier millier de francs de salaire (compensée par une hausse de la CSG) ont-ils été étudiés sur les modèles Amadeus et Mosaïque. Comme l'exprime le Commissariat général du Plan par un bel euphémisme, « l'effet direct sur l'emploi est très peu présent dans les modèles » (CGP [1993]). Étant donné la structure actuelle des

modèles, les effets d'offre d'une telle mesure transitent par un ralentissement de l'inflation qui relance la consommation (effet d'encaisse réelle) et améliore la compétitivité. Le ralentissement de l'inflation est, par ailleurs, alimenté par une diminution des tensions sur les capacités de production, car l'investissement, influencé par le taux de profit, est relancé par l'allègement du coût salarial. Les utilisateurs des modèles sont conscients que la prise en compte de ces mécanismes mériterait d'être complétée, puisqu'il est indiqué que des versions enrichies d'effets d'offre sont parfois développées pour Metric (Insee-BDF-DP [1993]) ou, pour la simulation du Plan, que l'on choisit de modifier le comportement spontané d'Amadeus (CGP [1993]). Ne serait-il pas préférable d'intégrer explicitement le coût salarial dans la demande de travail ? Soulignons que cela devrait permettre d'endogénéiser en partie les gains de productivité qui influencent la formation des prix dans la boucle prix-salaires. Ainsi, les effets d'une modification du coût salarial seraient peut-être assez différents de ceux qu'un diagnostic direct pourrait escompter.

ESTIMATIONS D'UNE DEMANDE DE TRAVAIL SIMPLIFIÉE

Dans cette partie, nous présentons nos propres estimations, réalisées sur des données correspondant à trois niveaux d'agrégation : séries macro-économiques, panels de secteurs ou panels d'entreprises. Les élasticités emploi-coût salarial obtenues sont résumées dans le tableau 3. Le lecteur intéressé par le détail des estimations peut se reporter à Dormont [1993].

Estimations sur données agrégées

Nous avons estimé les modèles (1) et (2) dynamisés à l'aide du processus d'ajustement partiel (3) sur la base de données d'Amadeus, en mesurant l'emploi par le nombre d'heures travaillées. Étant donné le caractère très rudimentaire de la spécification dynamique (de périodicité annuelle, les observations sont trop peu nombreuses pour permettre d'affiner les dynamiques), nous avons mené les régressions à la fois sur les logarithmes et sur les taux de croissance, afin d'éprouver la robustesse de nos résultats.

L'estimation du modèle (1) conduit à une élasticité emploi-coût relatif non significative, que l'on considère les niveaux ou les taux de croissance, et l'existence ou non d'une rupture sur la tendance du progrès technique autonome. Nous retrouvons donc ici le résultat standard que nous évoquions dans la première partie de cet article. En revanche, lorsqu'on sépare les coûts (modèle (2)), on observe que les coefficients du coût salarial réel w/p et du coût d'usage du capital déflaté c/p diffèrent fortement, que le coefficient de w/p est significativement négatif et que le coefficient de c/p est non significatif. On aboutit alors à des élasticités emploi-coût salarial de long terme comprises entre $-0,88$ et $-0,57$.

Pourquoi devrait-on séparer les coûts et préférer la spécification (2) à la spécification (1) ? Rappelons tout d'abord que le modèle (1) est égal au modèle (2), avec la contrainte $b = -b'$: si cette contrainte était justifiée, elle ressortirait d'emblée à l'estimation. Rappelons aussi un argument plus économique, évoqué précédemment : la spécification (2), plus souple, ne nous oblige pas à supposer l'existence d'une contrainte de débouchés, ni une décision conjointe d'embauche et d'investissement. Mais il existe un argument beaucoup plus radical en faveur de la séparation des coûts : à cause de la trop grande variance du coût d'usage du capital, le coût relatif des facteurs est très corrélé avec ce dernier (le coefficient de corrélation entre w/c et c/p est égal à $-0,85$ sur les log et $-0,99$ sur les taux ; voir tableau 3 et graph. ci dessous). *En conséquence, utiliser le modèle (1) revient, sur données agrégées, à n'expliquer la demande de travail que par le coût d'usage du capital et à interpréter le coefficient non significatif obtenu comme l'expression d'une absence de relation emploi-salaire.*

Tableau 3. *Résumé de nos estimations de l'élasticité emploi-salaire de long terme. Industrie manufacturière française¹*

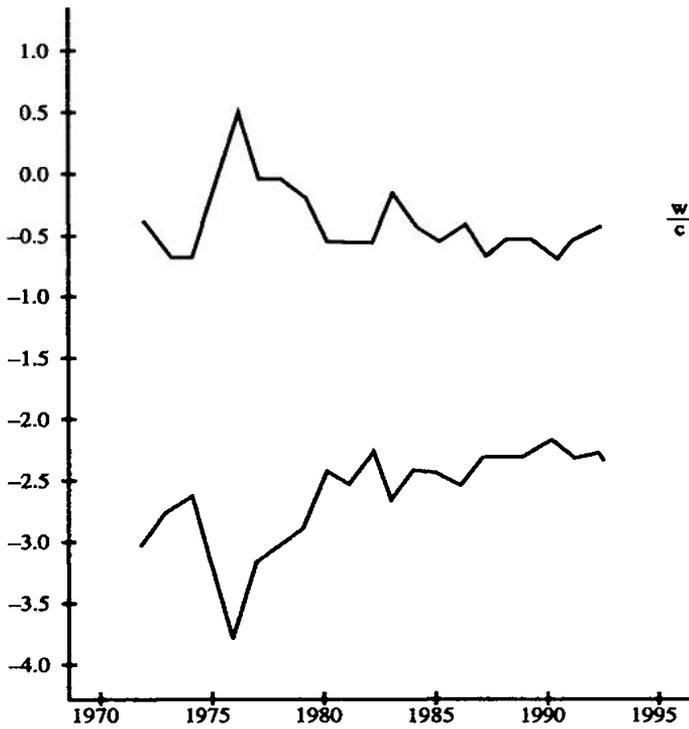
Données		Spécification		Coût relatif	Coûts séparés	Coefficient de
				w/c	(w/p)	corrélation
				spécification (1)	spécification (2)	entre w/c et c/p
Séries macroéconomiques annuelles 1971 – 1972	Log			0	-0,88 ; -0,85	-0,85
	Taux			0	-0,58 ; -0,57	-0,99
Panel de secteurs 18 secteurs 1971 – 1989	Totale			-0,43 ; -0,20*	-1,03 à -0,96	-0,56
	Intra			0,11* à 0	-0,73 à -0,50	-0,58
Panel d'entreprises 979 entreprises 1981 – 1989	Totale			-0,08 à -0,07	-1,06 à -1,07	-0,96
	Intra			-0,01	-0,81	-0,99

1. Le détail des estimations réalisées figure dans Dormont [1993].

* Le coefficient est non significatif au seuil de 5 %.

Pour expliquer la très grande variabilité du coût d'usage du capital, on peut adopter un point de vue économétrique : il existerait une erreur de mesure sur cette variable composite au statut théorique relativement complexe, et pour laquelle on ne dispose pas d'observations directes. Dans ce cas, le biais d'erreur de mesure, considérable sur le modèle (1), est fortement atténué pour le coefficient de w/p quand on sépare les coûts (Dormont [1983]). Dans ce cadre théorique, en restant dans l'hypothèse du modèle (1), on peut même construire un estimateur convergent de l'élasticité emploi-salaire en instrumentant w/c par w/p , supposé mesuré sans erreur. L'utilisation d'estimations à variables instrumentales est un exercice relativement hasardeux sur données agrégées, quand les observations ont une variance limitée. On obtient toutefois sur les log des élasticités comparables à celles du modèle avec coûts séparés.

Il convient donc de préférer le modèle avec coûts séparés. Les estimations de ce modèle apparaissent cependant un peu sensibles à la prise en compte ou non



La variance du log du coût relatif des facteurs w/c est complètement influencée par la variance du log du coût d'usage du capital c/p . (Séries agrégées pour l'industrie manufacturière française.)

d'une rupture dans la tendance de progrès technique. Il y a là une fragilité des résultats qui se comprend aisément si l'on se réfère à la croissance très tendancielle du coût-salarial réel, laquelle a connu une rupture au début des années quatre-vingt. Pour améliorer nos estimations, nous allons donc avoir recours à des données moins agrégées, dont la plus grande variabilité des observations devrait permettre d'éviter ces problèmes de colinéarité et de préciser les résultats.

Estimations sur un panel de secteurs

Les mêmes modèles ont été estimés, sur un panel de secteurs, en mesurant encore l'emploi par le nombre d'heures travaillées. Celui-ci a été constitué en empilant, pour la période 1971-1989, les informations relatives aux dix-huit secteurs de l'industrie manufacturière française (NAP40).

L'intérêt de descendre à un niveau moins agrégé est multiple. Tout d'abord, la causalité coût salarial réel-emploi n'est pas univoque. Les salaires sont aussi déterminés par le taux de chômage, les prix et les gains de productivité. Il est clair qu'au niveau sectoriel, et plus encore au niveau micro-économique de l'entreprise, la formation des salaires conduit à des simultanités moindres qu'au niveau agrégé. Par ailleurs, utiliser des observations sectorielles permet d'éliminer les effets de structure liés à la mobilité intersectorielle des facteurs, dont on a vu qu'ils expliquaient une partie des évolutions macro-économiques. Enfin, la double dimension des données, sectorielle et temporelle, permet d'accéder à une information plus riche en termes de variabilité.

Sur notre panel de secteurs, les données y_{st} sont doublement indicées, s désignant le secteur et t l'année considérée. La variance totale de y , $V(y_{st})$ peut être décomposée en deux éléments : la variance intersectorielle et la variance intrasectorielle. On a ainsi :

$$V(y_{st}) = V(y_{s.}) + V(y_{st} - y_{s.})$$

où $y_{s.} = (1/T) \sum_t y_{st}$ est la moyenne sectorielle de y_{st} .

La variance intersectorielle $V(y_{s.})$ est due aux écarts de niveaux moyens entre les secteurs et correspond surtout aux différences permanentes. En revanche, la variance intrasectorielle privilégie la dimension temporelle de l'information. Dans la variance intrasectorielle, on peut distinguer la variance intertemporelle $V(y_{.t})$ (où $y_{.t} = (1/18) \sum_s y_{st}$ est la moyenne temporelle de y_{st})

qui reflète le mouvement moyen correspondant aux fluctuations des séries macro-économiques agrégées. Quand on examine la structure de la variance des variables qui nous intéressent, on constate tout d'abord la prédominance de la part de la variance intersectorielle (95 % environ) pour les variables l et q : les régressions effectuées dans la dimension totale se rapprochent donc effectivement de régressions en coupes instantanées. Dans cette dimension d'ailleurs, on obtient des résultats équivalents sur des spécifications statiques ou dynamiques (Dormont [1989]). D'autre part, la comparaison des variances intrasectorielles et intertemporelles montre que l'on gagne en information en considérant des panels de secteurs (au lieu de se limiter à des données agrégées) même si, pour des raisons explicitées plus loin, on ne retient que les résultats des estimations réalisées dans la dimension intrasectorielle.

Les estimations ont été réalisées dans les dimensions totale et intrasectorielles sur des spécifications dynamiques mais aussi statiques (en totale). La variable endogène retardée l_{-1} a été instrumentée pour corriger d'un éventuel biais lié à une autocorrélation des aléas. Pareillement, dans l'hypothèse où le modèle (1) serait la spécification correcte, mais avec une erreur de mesure sur c/p , on a effectué certaines estimations en instrumentant w/c .

En totale, l'estimation statique conduit à un résultat qualitativement similaire à celui obtenu par Artus et Bismuth [1980] sur les fonctions d'investissement : le coefficient du coût relatif est significatif et égal à $-0,43^1$. Toutefois, cette

1. Ce résultat diffère fortement des élasticités très faibles ou nulles obtenues sur panels d'entreprises ou sur données agrégées. Il découle sans doute de la structure de la variance des variables w/p et c/p au niveau sectoriel : à la différence du coût salarial, le coût d'usage du capital a une variance intersectorielle très faible puisque le taux d'intérêt retenu dans sa définition est macro-économique. Il en découle une corrélation beaucoup plus faible entre w/c et c/p sur données sectorielles ($-0,6$ environ, au lieu de $-0,85$ à $-0,99$ sur données agrégées ou d'entreprises).

valeur ne peut être retenue, puisque, lorsqu'on sépare les coûts (modèle (2)) ou lorsqu'on instrumente le coût relatif du modèle (1), on obtient de façon très robuste une élasticité emploi-coût salarial de long terme égale à -1 environ. Doit-on inclure cette élasticité unitaire dans l'équation d'emploi des modèles de prévision ? Certainement non, car les régressions en totale tombent sous la critique de l'effet « coupe instantanée » : ce qu'on observe ici, c'est, dans la dimension intersectorielle, à très long terme, l'égalisation de la productivité marginale du travail au salaire réel (sous l'hypothèse Cobb-Douglas) ou, de manière encore plus générale, la relative stabilité de la part des salaires dans la valeur ajoutée.

Pour mesurer correctement l'élasticité emploi-salaire, il faut donc purger les observations de leur variance intersectorielle et se concentrer sur les résultats des estimations intrasectorielles, menées sur les écarts aux moyennes sectorielles ($y_{st} - y_s$). Outre le fait qu'elles nous préservent des critiques en termes d'effet « coupe instantanée », les régressions intra- présentent l'avantage d'éliminer du résidu une composante sectorielle qui pourrait être corrélée avec les variables explicatives ou de prendre en compte l'existence éventuelle d'une constante sectorielle spécifique. Sur le modèle avec coûts séparés, les estimations intrasectorielles conduisent à des élasticités emploi-coût salarial comprises entre $-0,73$ et $-0,50$.

Estimations sur un panel d'entreprises

Passer au niveau micro-économique permet d'accentuer les bénéfices qu'on pouvait déjà retirer d'un passage au niveau sectoriel : le gain en variance est considérable, et l'essentiel de la formation du coût salarial se détermine très probablement à un niveau supérieur à celui de l'entreprise. De surcroît, la dimension micro-économique est par nature celle qui est adéquate pour l'étude des comportements. Mais ces avantages trouvent leur contrepartie dans des mesures des variables de qualité relativement médiocre : on ne dispose pas de déflateur ni d'indicateur de la durée du travail au niveau micro-économique ; le coût d'usage du capital n'est mesuré que par sa seule composante observable au niveau de l'entreprise : le taux d'intérêt apparent.

Les estimations obtenues sur données d'entreprises s'interprètent comme précédemment, mais avec des caractéristiques beaucoup plus tranchées. Notons que, grâce à la grande variabilité des données, les méthodes à variables instrumentales fonctionnent très bien. Les erreurs de mesure sur le coût d'usage du capital (c/p) conduisent ce dernier à être extrêmement corrélé, en totale et en intra-, avec w/c (les coefficients de corrélation sont respectivement égaux à $-0,96$ et $-0,99$; voir tableau 3). Les coefficients obtenus pour le coût relatif des facteurs, très faibles quoique significatifs dans les deux dimensions, ne peuvent donc être retenus comme une évaluation correcte de l'impact du coût salarial sur la demande de travail. Quand on sépare les coûts ou qu'on instrumente w/c , on estime dans la dimension totale une élasticité emploi-salaire environ égale à -1 . Compte tenu de la structure de la variance de 1 , q et w/p , ce résultat

doit à l'évidence s'interpréter, à l'instar des estimations sectorielles, comme l'expression d'une élasticité de très long terme, correspondant à une régression en coupe¹. Cet effet « coupe instantanée » est éliminé dans la dimension intra-individuelle où l'on obtient, en séparant les coûts ou en instrumentant le coût relatif, une élasticité d'environ $-0,8$.

Si l'on dresse un bilan des résultats apportés par nos estimations, on constate que les élasticités obtenues, loin de diverger fortement en fonction du niveau d'agrégation des données, sont au contraire très cohérentes. En laissant de côté les résultats découlant d'estimations équivalentes à des régressions en coupe instantanée, les élasticités emploi-coût salarial de long terme varient entre $-0,8$ et $-0,5$, qu'on utilise des données macro-, méso- ou micro-économiques.

QUESTIONNEMENTS

Les élasticités obtenues dans la partie précédente semblent très importantes par rapport aux références théoriques habituelles. Il convient donc d'examiner les effets éventuels de biais de simultanéité et d'hétérogénéité.

Biais de simultanéité lié à la formation des salaires

Les modèles estimés reposent sur l'hypothèse éminemment contestable d'une exogénéité des salaires. Sans parler du niveau macro-économique, il est clair que les négociations de branches permettent aux salariés de capter une partie des gains de productivité sectoriels. On pourrait alors penser qu'en descendant au niveau de l'entreprise l'exogénéité des salaires est plus assurée. Tel n'est pas le cas. Tout d'abord des négociations et des accords salariaux s'observent au sein des entreprises. Mais, surtout, notre évaluation micro-économique du salaire entraîne une non-exogénéité de cette variable : définie d'après les comptes d'exploitation des entreprises comme les charges salariales par tête, notre mesure du coût du travail est en effet influencée par la qualification de la main-d'œuvre, la durée du travail, les heures supplémentaires, etc., éléments qui sont aussi des déterminants de la productivité du travail.

L'influence de cette simultanéité sur l'estimation de l'élasticité emploi-coût salarial est étudiée précisément dans Dormont [1993]. On trouve que le biais est fonction croissante du degré d'indexation des salaires sur la productivité et qu'il est négatif : les estimations surestiment donc vraisemblablement l'élasticité emploi-coût salarial. Toutefois, nos évaluations du biais montrent qu'il serait impossible, sur la base d'un raisonnement en termes de simultanéité, de soutenir l'idée d'une élasticité emploi-coût salarial nulle : on obtient seulement une

1. Plus de 99 % des variances de l et q correspondent aux disparités inter-individuelles. Pour w/p , cette proportion est de 91 % (cf. Dormont [1993]).

légère révision à la baisse de l'élasticité de long terme qui, sur données sectorielles, passe de $-0,73$ à $-0,61$.

Hétérogénéité des comportements sectoriels

Utiliser des données désagrégées nous permet d'accéder à une information plus riche mais peut aussi nous exposer à des biais liés à l'hétérogénéité des comportements. Certes, privilégier les estimations intra admet l'existence de constantes sectorielles spécifiques. Mais on postule pour les autres coefficients une homogénéité qui peut être contestable.

Pour étudier cette question de l'hétérogénéité des coefficients sectoriels, on a estimé la demande de travail (modèle (2)) sous les hypothèses du modèle à coefficients aléatoires de Swamy [1970]. Les résultats obtenus selon cette procédure conduisent à une élasticité emploi-salaire de $-0,6$ environ, qui est, là encore, légèrement plus faible que le résultat obtenu antérieurement, sous l'hypothèse d'une homogénéité des coefficients sectoriels (cf. Dormont [1993]).

Hétérogénéité des entreprises

De même que les variances sont considérablement amplifiées, les phénomènes d'hétérogénéité sont probablement plus marqués quand on descend au niveau de l'entreprise. Ces hétérogénéités apparaissent clairement dans les études qui s'intéressent à l'estimation de fonctions de production Translog sur données d'entreprises. Mairesse et Sassenou [1989] et Sevestre [1990] mettent en évidence que la productivité des entreprises est influencée par le degré de qualification de leur main-d'œuvre. Mais cette relation qualification-productivité est elle-même marquée par l'hétérogénéité puisqu'elle dépend d'autres facteurs : il existe, par exemple, une complémentarité entre le capital et la main-d'œuvre qualifiée. Les comportements peuvent donc varier fortement d'une entreprise à l'autre et les qualifications sont aussi à l'origine de fortes hétérogénéités au sein de la main-d'œuvre.

Au terme d'un certain nombre d'expériences, nous avons procédé à une évaluation des hétérogénéités de comportements de façon très pragmatique, avec l'hypothèse de coefficients variables, mais non aléatoires. Soit b_{it} le coefficient de w/p pour l'entreprise i et l'année t , on suppose : $b_{it} = b_0 + b_1 s_{it}$, où s_{it} est un indicateur du degré de qualification de la main-d'œuvre. La même hypothèse est effectuée pour les coefficients des autres variables explicatives de la demande de travail.

Les estimations font apparaître des hétérogénéités de comportement significatives (Dormont [1993]). Dans la dimension intra-individuelle, l'élasticité emploi-salaire de long terme est égale à $-1,129 + 0,368 s_{it}$. On retrouve ainsi dans le cas français un résultat qui apparaît de manière assez robuste dans d'autres études (Hamermesh [1986]) : *l'élasticité emploi-salaire est moins importante pour les travailleurs qualifiés que pour les travailleurs non quali-*

fiés. Par ailleurs, on observe que les délais d'ajustements s'allongent lorsque la qualification de la main-d'œuvre augmente.

La prise en compte d'une hétérogénéité des coefficients permet-elle de réduire l'élasticité emploi-coût salarial obtenue précédemment ? De fait, c'est plutôt le résultat inverse qui est obtenu, puisque l'élasticité évaluée au point moyen de l'échantillon est égale à $-0,864$, au lieu de $-0,806$, valeur que nous avions estimée sur le même modèle dans le cas de coefficients fixes. En tout état de cause, le fait marquant réside dans la faible modification des paramètres estimés : notre prise en compte des hétérogénéités, effectuée de manière certes très fruste, ne semble affecter les coefficients qu'au deuxième ordre.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ARTUS P., BISMUT C. [1980], « Substitution et coût des facteurs : un lien existe-t-il ? », *Économie et statistique*, 127, p. 101-114.
- ASSOULINE M., EPAULARD A. [1991], « Silene. La maquette du modèle Hermes-France », Document de travail Erasme (Laboratoire de l'École centrale).
- BRESSON G., KRAMARZ F. et SEVESTRE P. [1992], « Heterogeneous Labor and the Dynamic of Aggregate Labor Demand : Some Estimations using Panel Data », *Empirical Economics*, 17, p. 153-168.
- CETTE G. [1992], « Les principaux éléments du bloc d'offre du modèle macro-économique réel de la Banque de France », document de travail SEMEF, n° 1992-2, BDF.
- GGP [1993], *L'économie française en perspective*, Paris, La Découverte/La Documentation française.
- DORMONT B. [1983], « Substitution et coûts des facteurs : une approche en termes de modèles à erreur sur les variables », *Annales de l'INSEE*, 50, p. 73-92.
- DORMONT B. [1986], « Les ajustements de l'emploi dans la crise en France et en RFA », *Revue d'économie politique*, 3, p. 257-280.
- DORMONT B. [1989a], « Introduction à l'économétrie des données de panel », *Monographie d'économétrie*, ADRES, CNRS.
- DORMONT B. [1989b], « Employment in Disequilibrium ; a Disaggregated Approach on a Panel of French Firms », *Recherches économiques de Louvain*, 55, p. 61-93.
- DORMONT B. [1993], « Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ? », document de travail n° 9315, Insee, DESE.
- DREZE J., MALINVAUD E. et al. [1993], « Growth and Employment. The Scope of an European Initiative », communication au congrès de l'EEA, Helsinki.
- GIRARDOT D., JONDEAU E. [1990], « La substitution entre capital et travail : une évaluation sur données d'entreprises », *Économie et statistique*, 237-238, p. 135-142.
- GUBIAN A. et al. [1992], « Mosaïque : la nouvelle version du modèle OFCE trimestriel », *Observations et diagnostics économiques*, 40, p. 141-200.
- HAMERMESH D.S. [1986], « The Demand for Labor in the Long Run » dans *Handbook of Labor Economics*, vol. I., Ashenfelter and Layard ed.

- HAMERMESH D.S. [1991], « Labor Demand : What do we Know ? What don't we Know ? », NBER, *Working Paper*, n° 3890.
- HENRY J., LEROUX V., MUET P.A. [1988], « Coût relatif capital-travail et substitution : existe-t-il encore un lien ? », *Observations et diagnostics économiques*, 24, p. 163-182.
- INSEE [1991] « Le modèle Amadeus », document de travail, n° 9101, direction des Études et des synthèses économiques.
- INSEE-BDF-DP [1993], « Présentation des propriétés des principaux modèles macro-économiques du service public », document de travail, n° G-9313.
- LE DEM J., LERAIS F. [1990], « Où va la productivité du travail ? », *Économie et statistique*, 237-238, p. 49-67.
- LE DEM J. [1991], « Modelling the Interdependence between European Economies. Investment and Employment Equations », miméo CEPII.
- MAIRESSE J., DORMONT B. [1985], « Labor and Investment Demand at the Firm Level », *European Economic Review*, 28, p. 201-231.
- MAIRESSE J., SASSENOU M. [1989], « Les facteurs qualitatifs de la productivité : un essai d'évaluation », *Économie et prévision*, 91, p. 35-42.
- MAUREL F. [1990], « Dynamique de l'emploi et tendance de la productivité dans les années quatre-vingt », *Économie et statistique*, 237-238, p. 151-162.
- NICKELL S. et WADHWANI S. [1991], « Employment Determination in British Industry : Investigations Using Micro-Data », *Review of Economic Studies*, 58, p. 955-969.
- SEVESTRE P. [1990], « Qualification de la main-d'œuvre et productivité du travail », *Économie et statistique*, 237-238, p. 109-120.
- SWAMY P.A. [1970], « Efficient Inference in a Random coefficient Regression Model », *Econometrica*, 38, p. 311-323.

Abstract

What is the effect of labor cost on employment ?

This paper deals with the problems involved in estimating the demand for labor on French data. More precisely, we focus on the estimation of the long-run wage elasticity of labor demand. In the first section, one surveys the results obtained by various studies. The French macro-econometric models stand apart because their labor demand wage elasticity is equal to 0. In section 2, we present our own estimations. These have been carried out by using aggregate data, a panel of French industries and a panel of French firms. We show that, with some care, one can obtain very similar estimates, whatever the data used. But the values obtained, which lie within the range (- 0.8 ; - 0.5) are rather high and need further investigation. This is the purpose of the third section. Taking into account the simultaneity and heterogeneity bias allow us to lower the wage elasticity of labor demand. Finally, at the micro-econometric level, we observe that the wage elasticity strongly decreases when the skill level is higher.

Résumé

Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?

L'objet de cet article est d'examiner les problèmes posés par l'estimation de la demande de travail sur données françaises en se concentrant sur l'évaluation de l'élasticité emploi-coût salarial. Dans un premier temps, on rappelle les résultats obtenus par différentes études réalisées sur des données étrangères ou françaises. Les modèles macro-économiques français se distinguent par une élasticité emploi-salaire égale à 0. Dans la deuxième partie sont présentées nos propres estimations, lesquelles ont été effectuées conjointement sur des séries temporelles macro-économiques, un panel de secteurs et un panel d'entreprises. On montre que quelques précautions permettent d'aboutir à une élasticité emploi-coût salarial très cohérente, quel que soit le niveau d'agrégation des données. Toutefois la valeur obtenue, comprise entre -0,8 et - 0,5, paraît suffisamment élevée pour mériter quelques questionnements. Tel est l'objet de la troisième partie : la prise en compte des biais de simultanéité et de l'hétérogénéité des comportements permet de réviser à la baisse la relation entre demande de travail et coût salarial. Enfin, au niveau des entreprises, on constate que l'élasticité emploi-coût salarial décroît fortement lorsque la qualification de la main-d'œuvre augmente.