

Productivité relative et utilisation des emplois de courte durée dans les entreprises

Marie Leclair et Sébastien Roux*

L'utilisation des emplois de courte durée (occupés moins d'un an) par les entreprises peut correspondre à deux objectifs, de flexibilité ou de sélection/incitation. Pour distinguer entre ceux-ci, la productivité de ces emplois est comparée à celle des travailleurs embauchés depuis moins d'un an mais restant dans l'entreprise et à celle des travailleurs embauchés depuis plus d'un an.

Si les emplois de courte durée se révèlent plus productifs que les autres à ancienneté comparable dans le secteur des services, ce différentiel n'apparaît pas dans le secteur de l'industrie. L'utilisation d'emplois de courte durée n'y aurait pas la même signification. Dans l'industrie, les salariés récemment embauchés semblent occuper des emplois de productivité identique et donc de nature similaire, qu'ils soient appelés à rester ou non dans l'entreprise. Dans les services, les salariés occupant un emploi de courte durée occupent des postes immédiatement plus productifs pour l'entreprise. Cela pourrait refléter l'existence dans ces secteurs d'emplois devant être occupés moins d'une année, pour répondre à une variabilité infra-annuelle de l'activité de l'entreprise.

Dans tous les cas, le fait que la productivité de ces emplois soit supérieure ou égale aux autres, à ancienneté comparable, laisse penser que le recours aux emplois de courte durée n'est pas principalement motivé par la volonté des entreprises de sélectionner ou d'inciter à l'effort leurs salariés.

* Au moment de la rédaction de ce document, les auteurs faisaient partie du Département des Études Économiques d'Ensemble, Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise ». Les auteurs remercient Didier Blanchet, Pauline Givord, Éric Maurin, deux rapporteurs anonymes et les participants aux séminaires D3E et Recherche de l'Insee et aux Journées de Microéconomie Appliquée (JMA) de 2004 pour leurs commentaires.

En 2000, 19 % des heures rémunérées étaient le fait de salariés restant moins d'un an dans leur entreprise (Leclair et Roux, 2006). Ce constat, issu de données administratives (cf. encadré 1), rejoint celui de l'existence simultanée de flux importants d'embauches et de sorties d'emplois (Cahuc et Kramarz, 2005). Parmi les études s'intéressant à la mesure de la précarité du travail et à son évolution au cours des dernières années, peu examinent directement les entreprises pour mesurer ce phénomène, l'accent étant mis le plus souvent sur les trajectoires d'individus dans et hors de l'emploi. Or, l'emploi précaire, imposé par les entreprises, crée une situation difficile pour ceux qui le subissent sans l'avoir choisi. Quelles sont les raisons poussant les entreprises à utiliser ce type d'emploi ?

D'un côté, l'entreprise a besoin de salariés qualifiés, possédant un capital humain spécifique qui ne peut s'acquérir que par l'ancienneté dans l'emploi. L'embauche de nouveaux salariés génère ainsi des coûts fixes de formation et le licenciement de salariés anciens détruit le capital humain spécifique de l'entreprise tout en générant des coûts (coûts de licenciement, primes de précarité). De ce point de vue, le *turnover* des salariés et l'instabilité des emplois semblent nuisibles aux performances de l'entreprise.

D'un autre côté, les emplois de courte durée permettent d'accroître la flexibilité et de mieux faire correspondre le volume de travail à la courbe de l'activité de l'entreprise. La faible durée de certains emplois permet de diminuer le chômage technique et de maximiser le profit présent de l'entreprise.

Par ailleurs, les emplois de courte durée permettent également de sélectionner les « meilleurs »

travailleurs en écartant ceux dont la productivité se révèle trop faible. Une utilisation plus importante de ces emplois par une entreprise pourrait alors s'interpréter comme le signe d'une sélection plus forte de ses salariés.

Le choix par l'entreprise du niveau d'instabilité de ses emplois résulte donc d'un arbitrage entre ces trois différents arguments (pour une formalisation de ceux liés à la flexibilité, cf. encadré 2). Pour les examiner, cet article va considérer comme des facteurs de production différents le travail effectué dans le cadre des emplois suivants : les emplois de *courte durée*, les emplois occupés par des salariés embauchés depuis moins d'un an et amenés à rester dans l'entreprise, appelés par la suite emplois de *débutant*, et les emplois occupés par des salariés depuis plus d'un an, appelés emplois de salariés *formés* (cf. tableau 1) (1).

En s'appuyant sur une estimation de la productivité relative du travail effectué dans le cadre de chacun de ces types d'emploi, cet article examine la pertinence des raisons citées précédemment du recours aux emplois de courte durée. Ainsi, s'il est vrai que les entreprises valorisent leur capital humain spécifique, cela devrait se refléter par une productivité du travail dans les emplois de forte ancienneté, *i.e.* de salariés for-

1. On aurait pu également examiner la situation symétrique pour les sorties : considérer les emplois occupés par des salariés d'ancienneté supérieure à un an devant partir dans l'année. Dans les établissements de plus de 50 salariés, ces sorties correspondent à 15 % de l'ensemble des sorties. Ces flux étant beaucoup moins nombreux que ceux liés à une perte d'emploi d'individus employés depuis moins d'un an, nous avons préféré conserver la classification plus simple adoptée dans l'article. Par ailleurs, l'information la plus pertinente selon nous concerne les flux de sortie des individus récemment embauchés, prise en compte en isolant les emplois de courte durée.

Tableau 1
Concepts et définitions

	Définition
L'entreprise réunit des emplois de « courte durée » et des emplois « permanents »	
Emploi de courte durée Travail de courte durée	Tout emploi durant moins d'un an Quantité de travail (mesurée par le nombre d'heures) effectué par un individu occupant un emploi de courte durée
Salarié permanent Emploi permanent	Salarié de l'entreprise amené à y rester ou y étant resté plus d'un an Tout emploi durant ou ayant duré plus d'un an
Les salariés permanents sont soit « débutants », soit « formés »	
Salarié débutant Emploi de débutant Travail de débutant	Salarié embauché depuis moins d'un an dans l'entreprise, mais amené à rester dans l'entreprise. Il est considéré comme formé une fois la première année écoulée Emploi occupé par un salarié débutant Quantité de travail (mesurée par le nombre d'heures) effectuée par un débutant
Salarié formé Emploi de salarié formé Travail de salarié formé	Salarié embauché depuis plus d'un an dans l'entreprise Emploi occupé par un salarié formé Quantité de travail (mesurée par le nombre d'heures) effectuée par un salarié formé

Encadré 1

LES SOURCES

Pour cette étude, nous disposons d'une source de données qui n'a jamais encore été utilisée pour étudier ce sujet, les *Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS)*, données administratives issues des entreprises du secteur privé ou semi-public qui apportent une information sur tous leurs salariés. Bien que peu détaillée, cette information concerne tous les salariés et n'est pas sujette à des problèmes de déclaration ou de mémoire. Surtout, il est possible d'estimer pour chaque salarié la durée effective de son emploi dans l'entreprise (s'il a duré moins de deux années consécutives (1)).

Ces données nous permettent de dresser un constat sur le recours aux emplois instables pour l'ensemble de l'économie française et de reconstruire exactement ce recours pour chaque entreprise.

Les caractéristiques de la main d'œuvre de l'établissement : les DADS

Nous travaillons dans un premier temps à partir des *DADS* exhaustives pour sept années de 1994 à 2000. Dans les *DADS* exhaustives, nous connaissons pour chaque emploi la durée de la rémunération au cours de l'année présente et passée ainsi que la date de début et de fin de la rémunération, sa rétribution, la catégorie socioprofessionnelle du salarié occupant cet emploi, son âge, son sexe et la durée de son travail (temps complet, temps partiel), son établissement. Nous ne pouvons pas suivre les personnes qui occupent ces emplois. Notamment, nous ne pouvons pas savoir si une personne qui quitte un emploi en retrouve immédiatement un autre, si le départ est volontaire ou non. Par ailleurs, nous ne disposons pas de l'information concernant la nature du contrat, à durée déterminée ou non du salarié. Nous nous différencions en cela de la plupart des articles consacrés à l'emploi précaire qui fondent leurs conclusions sur l'étude des contrats à durée déterminée.

Sur la base de l'information disponible dans nos données, nous pouvons définir différentes classes d'emplois selon leur durée et reconstituer pour chaque entreprise la part des heures travaillées par des salariés de différentes anciennetés ou par des salariés instables ou permanents. Nous définissons tout d'abord les emplois de courte durée (qui durent moins d'un an) et les emplois permanents (qui durent plus d'un an). En utilisant les *DADS* d'une année *t*, certaines durées peuvent être censurées à droite (puisque à gauche on a l'information en $t - 1$, cf. les cas 3 et 4 du graphique ci-contre). Pour éviter ces censures et pour reconstruire par établissement le nombre d'heures travaillées par un salarié en emploi permanent ou de courte durée de l'année *t*, on utilise les *DADS* de l'année *t* (pour les données non censurées à droite, cf. les cas 1, 2, 5 et 6 du graphique) et $t + 1$ (pour les informations censurées à droite en *t*).

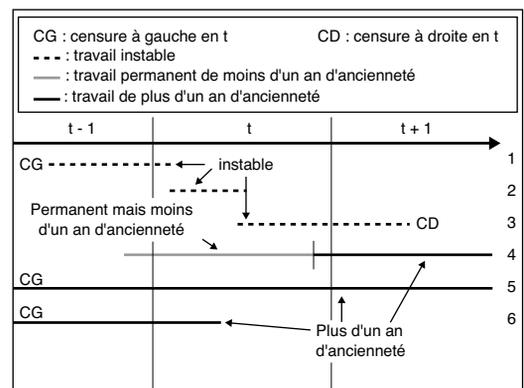
Par ailleurs, parmi les individus de faible ancienneté coexistent ceux qui perdront leur emploi avant un an

et ceux qui continueront à être employés dans l'entreprise. Le travail de courte durée correspond au travail effectué par la première catégorie de salariés au cours de l'année. Il a deux caractéristiques : il est à la fois flexible et de faible ancienneté. Le travail permanent correspond au travail effectué, mesuré en nombre d'heures, par les individus de moins d'un an d'ancienneté mais qui vont rester dans l'entreprise et ceux de plus d'un an d'ancienneté. Ces deux catégories sont distinguées par la suite. Les individus peuvent donc changer de catégorie d'ancienneté en cours d'année calendaire (cf. le cas 4 du graphique), leurs heures de travail seront réparties dans les deux types de travail, travail de faible ancienneté et travail de forte ancienneté.

Parmi les emplois durant moins d'un mois, on a supprimé tous les emplois de moins de 10 jours. Ceux-ci avaient en effet des caractéristiques très particulières, dont un salaire plus élevé. Il s'agit très vraisemblablement soit de rappel de primes ou de salaires, soit de formateurs par exemple qui interviennent très ponctuellement dans l'entreprise. Nous ne supprimons ni les stagiaires (que nous isolons toutefois) ni les « petits boulots d'été ». Si ces emplois ne sont pas forcément vécus comme de la précarité par les salariés qui les occupent, ils sont toutefois le signe d'une instabilité de la main-d'œuvre à laquelle l'entreprise a recours.

1. Les *DADS* exhaustives ne permettent de suivre les individus que deux années consécutives. Les dates de début et de fin d'emploi correspondent ici aux dates de début et de fin de rémunération dans l'année observée (beaucoup commencent le 1^{er} janvier et finissent le 31 décembre).

Représentation des différentes durées d'emploi et classification en différents types d'emplois



Lecture : l'axe représente les années des fichiers. En *t*, on observe des durées d'emploi qui sauf dans le deuxième cas sont insuffisantes pour répartir les heures travaillées dans les différents types d'emploi, travailleurs instables ou permanents, travailleurs de plus ou de moins d'un an d'ancienneté. Lorsqu'il y a censure à gauche, on ne connaît pas l'ancienneté du salarié (cas 1, 5 et 6). Lorsqu'il y a censure à droite, on ne sait pas si le travail est permanent ou non (cas 3 et 4). Il est donc nécessaire d'utiliser les fichiers des années $t - 1$ et $t + 1$ pour construire l'information que nous désirons. →

Encadré 1 (suite)

Dans notre optique, nous ne pouvons les supprimer de notre champ.

Les intérimaires ne sont qu'imparfaitement observés dans les DADS : on ne peut pas savoir dans quelles entreprises ils effectuent leur mission. Ils seront donc inclus dans l'analyse globale de l'emploi instable, *mais seront exclus des analyses sur les entreprises.*

Les performances de l'entreprise : les BRN

En plus de l'information sur l'instabilité du travail et son ancienneté, croisée dans les DADS avec des caractéristiques d'âge, de qualification, de sexe et de travail à temps complet, nous utilisons des données sur les performances des entreprises, les déclarations fiscales des entreprises au titre du *Bénéfice Réel Normal* qui fournit la valeur ajoutée, la production, le chiffre d'affaires, les immobilisations productives, les effectifs en fin d'année, les dépenses en personnel extérieur à l'entreprise, les dépenses en sous-traitance, l'excédent brut d'exploitation, les stocks de produits des entreprises de plus de 750 000 euros de chiffre d'affaires.

Nous disposons de cette information pour les années 1985 à 2002. Nous pouvons donc utiliser l'informa-

tion antérieure à nos années d'étude de l'emploi de courte durée (1994-2000) pour caractériser une volatilité antérieure et exogène de la demande adressée à l'entreprise.

Le champ retenu

La *Déclaration Annuelle des Données Sociales* est une formalité administrative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés, y compris les entreprises nationales, les services de l'État à caractère industriel et commercial (grandes entreprises, hôpitaux publics...) et les collectivités locales. Toutefois nous excluons ces derniers du champ de l'étude : nous ne conservons que les entreprises privées ou grandes entreprises nationales.

Le *Bénéfice Réel Normal* ne couvre pas toutes les entreprises. En deçà d'un certain montant de chiffre d'affaires, l'entreprise choisit de déclarer son bénéfice au *BRN* ou au *RSI* (Régime Simplifié d'Imposition). Nous excluons de notre champ d'étude, pour la partie économétrique mais pas pour les statistiques descriptives, les services opérationnels et les activités financières et immobilières pour lesquelles le concept de valeur ajoutée n'est pas clairement défini.

Encadré 2

UNE JUSTIFICATION THÉORIQUE DE L'UTILISATION DE L'EMPLOI DE COURTE DURÉE PAR LES ENTREPRISES FONDÉE SUR LEUR BESOIN DE FLEXIBILITÉ

On considère un modèle de comportement des entreprises, volontairement très simple, qui met l'accent sur le besoin de flexibilité des entreprises. Ce modèle est très similaire à celui proposé par Goux et Maurin (2000) et Givord et Maurin (2001). Il s'en différencie car il permet de distinguer les emplois occupés par les salariés récemment embauchés entre ceux qui restent et ceux qui s'en vont au bout d'un an.

Formalisation du problème

Trois types d'employés peuvent coexister dans l'entreprise (cf. tableau 1) :

- des employés formés, de plus d'un an d'ancienneté, dont la productivité est égale à p_F ;
- des embauchés récents, appelés débutants. L'appellation de « débutants » retenue ici indique que ces employés sont amenés à rester dans l'entreprise et y sont donc formés au cours de la première année. Leur productivité est égale à p_D ;
- des embauchés remplissant des emplois de courte durée, qui ne resteront pas dans l'entreprise, dont la productivité est égale à p_C . Ces salariés occupent des emplois de courte durée.

On suppose que les coûts d'embauche sont nuls. Les coûts de licenciement ne sont pas les mêmes selon les employés : on suppose pour simplifier que le coût de licenciement des employés formés est si élevé qu'ils ne peuvent pas l'être, tandis que les employés embauchés récemment peuvent être licenciés sans coût. Au début de la première période, F_1 employés sont présents dans l'entreprise, tous formés.

La technologie de production est linéaire : pour une entreprise employant F_t salariés formés, D_t débutants et C_t salariés occupant des emplois de courte durée, la production potentielle est égale à :

$$\bar{Q} = p_F F_t + p_D D_t + p_C C_t$$

Cette production n'est pas forcément réalisée par l'entreprise. Celle-ci doit répondre aux aléas de la demande Q_t qui lui est adressée. La production effective de l'entreprise vaut donc :

$$\text{Min}(Q_t; p_F F_t + p_D D_t + p_C C_t)$$

On suppose ici que l'entreprise ne peut pas stocker sa production, ou que ça lui est très coûteux. →

Encadré 2 (suite)

Le profit à chaque période de l'entreprise est alors égal à :

$$\Pi_t = \text{Min}(Q_t; p_F F_t + p_D D_t + p_C C_t) - w_F F_t + w_D D_t + w_C C_t$$

w_F , w_D et w_C sont les salaires, exogènes, des trois catégories de salariés retenues dans ce modèle.

À chaque période, la séquence des décisions est la suivante. L'entreprise observe d'abord la demande Q_t qui lui est adressée. En fonction de cette demande, de sa situation initiale (caractérisée par son effectif au début de la période) et de ses perspectives futures, elle choisit le nombre de salariés qu'elle va embaucher et, parmi ceux-ci, ceux qu'elle compte conserver à la période suivante. Elle distingue bien au début de la période les salariés débutants de ceux en emploi de courte durée (pour simplifier, on fait l'hypothèse que les entreprises ne cherchent pas à rebaucher leurs salariés quittant leur emploi court). D'une période à l'autre, l'entreprise perd une fraction δ des salariés anciens qu'elle emploie. Ainsi, l'effectif de salariés formés de l'entreprise évolue selon l'équation suivante :

$$F_{t+1} = (1 - \delta)F_t + D_t$$

L'entreprise doit tenir compte de sa situation future au moment où elle prend ses décisions d'embauches car elles ont un effet sur celle-ci. On suppose donc l'existence d'un taux d'intérêt r , qui implique un taux de valorisation du futur égal à $1/(1+r)$.

La solution d'un tel problème peut être très complexe dans un cadre général. Pour simplifier, nous ne considérons ici que deux périodes de vie de l'entreprise. À la fin de la seconde période, elle cesse d'exister. La résolution se fait par induction inverse.

Résolution en seconde période

Au début de la seconde période, l'effectif d'employés formés de l'entreprise est égal à F_2 . La demande qui lui est adressée est égale à Q_2 . Comme c'est la dernière période, l'entreprise n'a pas de perspectives futures à prendre en compte : elle maximise son profit instantané dont l'expression est :

$$\Pi_2 = \text{Min}(Q_2; p_F F_2 + p_D D_2 + p_C C_2) - w_F F_2 + w_D D_2 + w_C C_2$$

Deux cas peuvent alors se présenter.

Soit $Q_2 < p_F F_2$:

l'entreprise n'embauche personne parce que ses effectifs en salariés formés sont suffisants pour remplir ses objectifs de production.

Soit $Q_2 > p_F F_2$:

l'entreprise embauche des débutants ou des travailleurs remplissant des emplois de courte durée.

Si le rapport productivité/salaire de ces travailleurs de courte durée est plus élevé que celui des débutants, qui vont bénéficier d'une formation, ($p_C / w_C > p_D / w_D$), l'entreprise n'embauche que des travailleurs de courte durée. Sinon, elle n'embauche que des débutants. Ce résultat tient au fait que l'on est à la dernière période : il n'y a pas de période ultérieure pendant laquelle l'entreprise souhaiterait disposer d'anciens débutants, devenus formés.

Ainsi, l'espérance de profit de seconde période à son optimum est une fonction de F_2 . Après quelques calculs, elle s'écrit :

$$E\Pi_2^*(F_2) = E(Q - p_F F_2) - E\left((Q - p_F F_2)1_{Q > p_F F_2}\right) \text{Min}\left(\frac{w_D}{p_D}, \frac{w_C}{p_C}\right)$$

où Q est la demande, qui se présente sous la forme d'une variable aléatoire.

$E\left((Q - p_F F_2)1_{Q > p_F F_2}\right)$ est l'espérance de la part de la production qui, selon les cas, sera assurée par des salariés de courte durée ou des débutants.

Les espérances des effectifs correspondants valent respectivement :

$$\frac{E\left((Q - p_F F_2)1_{Q > p_F F_2}\right)}{p_C} \text{ s'il s'agit de salariés de courte durée ;}$$

$$\frac{E\left((Q - p_F F_2)1_{Q > p_F F_2}\right)}{p_D} \text{ s'il s'agit de débutants.}$$



Encadré 2 (suite)

Résolution en première période

Au début de la première période, l'entreprise observe la demande à laquelle elle est confrontée Q_1 . Elle maximise son profit intertemporel qui s'écrit :

$$\bar{\Pi}_1 = \text{Min}(Q_1; p_F F_1 + p_D D_1 + p_C C_1) - w_F F_1 + w_2 D_1 + w_C C_1 + \frac{E\Pi_2^*(F_2)}{1+r}$$

sachant que : $F_2 = (1-\delta)F_1 + D_1$

On peut distinguer différents sous-cas.

Premier sous-cas. La demande peut être satisfaite par les seuls salariés formés : $Q_1 < p_F F_1$

L'emploi de salariés récemment embauchés n'amène alors aucune production supplémentaire. Aucun salarié n'occupe donc d'emploi de courte durée. L'entreprise n'embauche alors de nouveaux salariés que si elle anticipe un besoin de main-d'œuvre à la période suivante, ces nouveaux embauchés étant alors des débutants.

Pour que l'entreprise embauche des débutants, il faut que son profit actualisé s'accroisse avec leur embauche. Soit donc la dérivée du profit inter-temporel par rapport au nombre de débutants :

$$\frac{\partial \bar{\Pi}_1}{\partial D_1} = -w_D + \frac{1}{1+r} \frac{\partial E\Pi_2^*}{\partial F_2} \frac{\partial F_2}{\partial D_1} = -w_D + \frac{1}{1+r} \left(p_F \Pr(Q > w_F F_2) \text{Min} \left(\frac{w_D}{p_D}, \frac{w_C}{p_C} \right) - w_F \right)$$

où $\Pr(Q > w_F F_2)$ est la probabilité que la demande soit supérieure au niveau de production que peuvent assurer les seuls salariés formés.

L'entreprise n'embauche des débutants que si cette dérivée est positive, soit si :

$$\frac{p_F}{w_F} \Pr(Q > w_F F_2) > \text{Max} \left(\frac{p_D}{w_D}, \frac{p_C}{w_C} \right) \left(1 + \frac{w_D}{w_F} (1+r) \right)$$

C'est-à-dire si la productivité p_F des travailleurs formés est suffisamment élevée ou leur nombre faible relativement aux perspectives de demande future (\Pr est alors plus élevé). Pour éviter cette complexité supplémentaire, nous supposons par la suite que l'écart entre productivité et salaire des travailleurs formés n'est pas assez important pour que cette condition soit vérifiée. Donc, dans ce premier cas, on a : $D_2 = 0$, $C_2 = 0$. Le profit maximisé est alors égal à :

$$\bar{\Pi}_1^* = Q_1 - w_F F_1 + \frac{E\Pi_2^*((1-\delta)F_1)}{1+r}$$

Second sous-cas. La demande ne peut être satisfaite par les seuls salariés formés : $Q_1 > p_F F_1$

L'entreprise peut alors embaucher, soit des débutants, soit des salariés en emploi de courte durée. Les équations de demande peuvent se déduire des dérivées du profit inter-temporel écrit à la première période, ici exprimées en coût pour les rendre comparables :

$$\frac{\partial \bar{\Pi}_1}{\partial w_D D_1} = \frac{p_D}{w_D} - 1 + \frac{1}{1+r} \left(\frac{p_F}{w_D} \Pr(Q > w_F F_2) \text{Min} \left(\frac{w_D}{p_D}, \frac{w_C}{p_C} \right) - \frac{w_F}{w_D} \right)$$

$$\frac{\partial \bar{\Pi}_1}{\partial w_C C_1} = \frac{p_C}{w_C} - 1$$

Tant que le nombre de débutants est tel que $\frac{\partial \bar{\Pi}_1}{\partial w_D D_1} > \frac{\partial \bar{\Pi}_1}{\partial w_C C_1}$, l'entreprise préfère embaucher des débutants, et vice-versa. Trois configurations sont alors possibles :

Soit l'entreprise n'embauche aucun débutant : elle privilégie l'emploi de courte durée. Cela arrive si :

$$\frac{p_D}{w_D} + \frac{1}{1+r} \left(\frac{p_F}{w_D} \text{Min} \left(\frac{w_D}{p_D}, \frac{w_C}{p_C} \right) \Pr(Q > w_F (1-\delta)F_1) - \frac{w_F}{w_D} \right) < \frac{p_C}{w_C}$$

Plus le nombre d'employés formés est élevé, plus cette condition a de chances d'être vérifiée car $\Pr(Q > w_F (1-\delta)F_1)$ est une fonction décroissante de F_1 . On met ainsi en évidence le fait que l'entreprise, dans certains cas, peut choisir de n'embaucher ses employés que pour une courte durée. →

Encadré 2 (suite)

Soit l'entreprise n'embauche que des débutants. Dans ce cas, elle ne peut pas embaucher plus que nécessaire pour produire en seconde période, si bien que :

$$0 \leq D_1 \leq \frac{Q_1 - p_F F_1}{p_D}$$

L'entreprise n'embauche donc que des débutants si :

$$\frac{p_D}{w_D} + \frac{1}{1+r} \left(\frac{p_F}{w_D} \text{Min} \left(\frac{w_D}{p_D}, \frac{w_C}{p_C} \right) \Pr \left(Q > w_F \left[(1-\delta) F_1 + \frac{Q_1 - p_F F_1}{p_D} \right] \right) - \frac{w_F}{w_D} \right) > \frac{p_C}{w_C}$$

Cette condition a d'autant plus de chances d'être vérifiée que Q_1 est faible. Dans ce cas, l'entreprise a des perspectives de débouchés plus élevés que sa production courante, et cela l'incite à embaucher.

Enfin, si aucune des conditions précédentes n'est vérifiée, il existe alors une valeur de D_1 , appartenant à l'intervalle $\left[0, \frac{Q_1 - p_F F_1}{p_D} \right]$, telle que :

$$\frac{p_D}{w_D} + \frac{1}{1+r} \left(\frac{p_F}{w_D} \text{Min} \left(\frac{w_D}{p_D}, \frac{w_C}{p_C} \right) \Pr \left(Q > w_F \left[(1-\delta) F_1 + D_1 \right] \right) - \frac{w_F}{w_D} \right) = \frac{p_C}{w_C}$$

Il y a dans ce cas coexistence dans l'entreprise d'emplois de courte durée et de débutants.

Conclusion et enseignements du modèle

Ce modèle permet de caractériser les déterminants de la demande d'emplois de courte durée des entreprises. Tout d'abord, une entreprise n'utilise de tels emplois que si :

$$\frac{p_D}{w_D} + \frac{1}{1+r} \left(\frac{p_F}{w_D} \text{Min} \left(\frac{w_D}{p_D}, \frac{w_C}{p_C} \right) \Pr \left(Q > w_F \left[(1-\delta) F_1 + \frac{Q_1 - p_F F_1}{p_D} \right] \right) - \frac{w_F}{w_D} \right) < \frac{p_C}{w_C}$$

Cette inégalité reflète plusieurs conditions que doit satisfaire l'entreprise : tout d'abord, la productivité (relative à son coût) des salariés occupant des emplois de courte durée doit être suffisamment élevée, la borne définissant le seuil étant croissante avec la productivité des débutants. Cette condition n'est pas très restrictive dans la mesure où les débutants, s'ils se définissent par une période de formation, ont une productivité plus faible que ceux immédiatement au travail sur des tâches ne requérant pas d'apprentissage particulier. Une autre condition concerne la productivité relative des salariés formés. Plus celle-ci est élevée, plus l'entreprise a intérêt à embaucher des débutants qui pourront devenir plus tard formés avec une probabilité élevée.

Enfin, si les perspectives de production sont bonnes, cela incite l'entreprise à privilégier les emplois de débutants plutôt que ceux de courte durée. Au contraire, si la production Q_1 est particulièrement élevée par rapport aux perspectives de production future, cela incite l'entreprise à préférer l'embauche d'emplois de courte durée, qui n'auront pas à être employés au cours de la période suivante. Ainsi, une entreprise dont les perspectives de débouchés diffèrent de façon importante d'une année sur l'autre a intérêt à recourir aux emplois de courte durée, notamment les années où les débouchés sont élevés.

Si l'égalité précédente est respectée, on peut en déduire le niveau de travail de courte durée dans l'entreprise. Dans le cas où l'entreprise n'embauche aucun débutant, son niveau est donné par :

$$C_1 = \frac{Q_1 - p_F F_1}{p_C}$$

Soit G la fonction de répartition de la demande Q à la seconde période. Elle est telle que :

$$G(x) = \Pr(Q \leq x) = 1 - \Pr(Q > x).$$

Dans le cas où elle va embaucher des débutants, le niveau de leurs effectifs est donné par l'équation :

$$G(w_F [(1-\delta) F_1 + D_1]) = 1 - \left(\frac{w_F}{p_F} + (1+r) \frac{w_D}{p_F} \left(\frac{p_C}{w_C} - \frac{p_D}{w_D} \right) \right) \text{Max} \left(\frac{p_D}{w_D}, \frac{p_C}{w_C} \right)$$

$$D_1 = \frac{1}{w_F} G^{-1} \left[1 - \left(\frac{w_F}{p_F} + (1+r) \frac{w_D}{p_F} \left(\frac{p_C}{w_C} - \frac{p_D}{w_D} \right) \right) \text{Max} \left(\frac{p_D}{w_D}, \frac{p_C}{w_C} \right) \right] - (1-\delta) F_1$$

On en déduit le niveau d'emplois de courte durée dans l'entreprise :

$$C_1 = \frac{Q_1 - p_F F_1 - p_D D_1}{p_C} = \frac{Q_1}{p_C} - \frac{p_F - p_D (1-\delta)}{p_C} - \frac{p_D}{p_C} \frac{1}{w_F} G^{-1} \left[1 - \left(\frac{w_F}{p_F} + (1+r) \frac{w_D}{p_F} \left(\frac{p_C}{w_C} - \frac{p_D}{w_D} \right) \right) \text{Max} \left(\frac{p_D}{w_D}, \frac{p_C}{w_C} \right) \right]$$



més, plus importante que celui du travail dans les emplois de faible ancienneté (de courte durée ou non). Si le travail de courte durée permet des gains de flexibilité, cela devrait se traduire par une plus forte productivité, en particulier par rapport au travail de débutant, c'est-à-dire effectué par les employés d'ancienneté comparable, mais restant dans l'entreprise. Enfin, si la sélection était la principale explication de l'existence des emplois de courte durée, cela devrait se traduire par une productivité plus faible des employés occupant ces emplois par rapport à ceux occupés par des salariés de faible ancienneté mais restant dans l'entreprise, c'est-à-dire les salariés débutants. Ces derniers seront sélectionnés par l'entreprise justement parce qu'ils sont plus productifs. On observerait dans ce cas que la productivité des emplois de courte durée serait plus faible, car ceux occupant ces emplois seraient moins productifs.

En plus des considérations de productivité vont intervenir celles liées aux salaires, qui vont conditionner l'utilisation par les entreprises de chacun de ces emplois : les salaires s'accroissent avec l'ancienneté dans l'entreprise ; se séparer d'un salarié a un coût (prime de précarité en fin de contrat à durée déterminée (CDD)).

L'examen empirique de ces différentiels de productivité, complexe, est en particulier confronté à de nombreux biais d'endogénéité nécessitant le recours à des méthodes utilisant des variables instrumentales.

La méthode des variables instrumentales consiste à trouver des variables exogènes qui expliquent théoriquement le recours aux différents facteurs de production mais qui n'affectent la production *qu'à travers ce recours* (cf. le livre de Behaghel (2006) pour une explication

convaincante de l'utilisation de ces variables dans le cadre des méthodes économétriques). La recherche de telles variables se fonde sur une analyse économique des déterminants du recours au facteur de production considéré et sur un examen empirique de la corrélation entre les instruments potentiels et le facteur de production. Ce n'est qu'après cet examen qu'une estimation peut être mise en œuvre.

Outre les problèmes usuels liés aux estimations de fonctions de productions qui concernent l'endogénéité des facteurs de production dans de telles équations, un biais supplémentaire de simultanéité s'ajoute ici, *celui correspondant à la définition même de l'emploi de courte durée*. Celui-ci se définit par rapport à une situation future : l'individu n'est plus présent dans l'entreprise à la date anniversaire de son embauche. Le travail (mesuré par le nombre d'heures rémunérées) effectué par un salarié au cours de l'année n est classé différemment selon la situation de l'individu au cours de l'année $n + 1$ (pour la construction des différentes catégories de travail, cf. encadré 1).

Cet article examine les emplois *selon leur durée effectivement écoulée*, et non *selon leur statut juridique* (CDD versus CDI) comme c'est le cas dans un grand nombre d'autres études sur le sujet (cf. Goux et Maurin, 2000 ou Givord et Maurin, 2004). L'intérêt d'utiliser le statut juridique comme variable d'examen est qu'il donne une indication sur la façon dont l'entreprise compte utiliser l'employé embauché. Toutefois, le recours au contrat à durée déterminée (CDD) n'est pas la seule forme de flexibilité externe à laquelle l'entreprise peut recourir car certaines entreprises gèrent leur volume de travail grâce à des salariés en contrat à durée indéterminée (CDI) mais aux périodes d'emploi courtes.

Encadré 2 (fin)

Celui-ci dépend directement du niveau de la production de l'entreprise.

De ce modèle on peut déduire différents enseignements.

- On est parvenu à révéler des situations dans lesquelles coexistent emplois de courte durée et débutants au sein de la même entreprise.
- Le niveau d'emplois de courte durée dépend du niveau de production atteint : il s'agit donc d'une variable très probablement endogène lorsqu'on cherche à estimer une fonction de production. Il dépend également de sa productivité et de son coût relatif. Le taux de remplacement des salariés formés et le taux de préférence pour le futur jouent également un rôle.
- Le modèle ci-dessus montre que peuvent exister différents régimes selon la valeur de la demande adressée à l'entreprise : si celle-ci est trop faible, aucune embauche n'a lieu. Si elle est très élevée, l'entreprise embauche, ces embauches étant pérennes en fonction des anticipations sur la production future. Pour cette raison, le nombre d'emplois de courte durée au cours d'une année donnée peut dépendre du niveau de production au cours de l'année suivante. Ces dépendances peuvent affecter les estimations conduites.

L'utilisation directe de la durée de l'emploi permet alors de contourner cette difficulté (2).

Cette mesure pose néanmoins le problème de la distinction entre mobilité volontaire et involontaire des salariés quittant l'entreprise, car elle considère indistinctement des séparations d'emploi pour licenciement ou démission. Cette distinction est difficile à interpréter, même lorsqu'elle est disponible dans les données. Ainsi, une démission peut avoir de multiples causes, certaines liées par exemple à la sphère privée du travailleur, d'autres liées à une politique spécifique de l'entreprise visant à faire partir certains employés, par exemple par une rémunération trop faible ou par un blocage des perspectives de carrière.

Ce qui distingue les départs pour raisons proprement personnelles de ceux poussés par l'entreprise (soit par licenciements directs ou des moyens plus détournés) est que les premiers sont liés à des raisons individuelles et les secondes à des politiques spécifiques à l'entreprise. Sous l'hypothèse que des départs pour motifs purement personnels soient répartis au hasard dans toutes les entreprises, les différences observées sur des indicateurs agrégés construits au niveau de chaque entreprise reflèteront leurs comportements spécifiques de gestion de la main-d'œuvre. Ainsi, on pourra considérer que les entreprises ayant une part importante d'emplois de courte durée ont une politique spécifique visant à accroître leur *turnover*, celui-ci n'étant pas le fruit du hasard.

Notre définition des emplois de courte durée, tout emploi durant moins d'un an, permet de construire, grâce aux *Déclarations Annuelles de Données Sociales*, pour chaque entreprise un volume de travail effectué par des salariés occupant un emploi de courte durée. Le travail effectué par un individu occupant un emploi de courte durée sera qualifié de « travail de courte durée ». L'encadré 1 précise la façon dont les données ont été utilisées pour construire, par entreprise et par an, une mesure de ce travail effectué par les individus occupant des emplois de courte durée.

Le but est donc, à travers la mesure de la productivité relative à chaque type d'emploi défini en fonction de sa durée effective, de comprendre quelles raisons poussent les entreprises à les utiliser.

Dans les entreprises de plus de 50 salariés, 79 % des mobilités de salariés ayant moins d'un an

d'ancienneté sont le fait de fins de CDD (cf. annexe 1). L'instabilité de la main-d'œuvre que nous mesurons est bien pour une grande part choisie par l'entreprise et peut être un facteur de son processus de production.

L'analyse descriptive de ces emplois dans l'ensemble de l'économie française est présentée dans Leclair et Roux (2006). 19 % des heures rémunérées étaient en 2000 effectuées par des salariés occupant des emplois de moins d'un an. Les salariés jeunes, non qualifiés ou à temps partiel occupent plus souvent ce type d'emplois. Outre le secteur de l'intérim, les secteurs des services utilisent ce mode de gestion de la main-d'œuvre plus souvent que les secteurs de l'industrie. À secteurs et structures par âge, sexe, qualification et types d'emploi identiques, la proportion d'emplois de courte durée est plus élevée dans les entreprises de moins de 50 salariés. Entre 1994 et 2000, le niveau d'emploi de courte durée a peu varié : sa diminution observée dans presque tous les secteurs a été compensée par sa forte augmentation dans celui de l'intérim.

L'existence d'emplois de courte durée est plus fréquente parmi les entreprises nouvellement créées ou en passe de disparaître (cf. annexe 2). L'importance de ce recours pour les premières tient à l'importance des embauches (3). Pour les secondes, cette corrélation semble mécanique si l'entreprise se sépare de tous ses salariés et donc de tous les nouveaux embauchés.

Par rapport à ce précédent travail, cet article examine un champ plus restreint d'entreprises : celles présentes chaque année entre 1994 et 2000. Cette restriction modifie l'analyse que l'on peut porter sur le recours aux emplois de courte durée des entreprises. 76,2 % des heures rémunérées à des salariés occupant des emplois de courte durée dans l'industrie sont néanmoins utilisées par des entreprises pérennes de notre champ (cf. annexe 2). En ne conservant que les entreprises pérennes, la part de travail en emploi de moins d'un an descend en 2000 à 16,4 %, au lieu de 19 % sur l'ensemble des entreprises. L'exclusion du secteur de l'intérim de notre champ d'étude conduit à diminuer ce chiffre à 13,3 %.

2. Sur une période plus récente que celle étudiée, l'utilisation des « Contrats Nouvelles Embauches » répondent en particulier à un besoin de flexibilité des entreprises ne s'inscrivant que pour partie dans le cadre des CDD (cf. Dares, 2007).

3. Abowd, Corbel et Kramarz (1999) montrent qu'aux évolutions d'emplois sont associées de forts mouvements d'entrée et de sortie. Pour un nouvel emploi créé, ils observent deux embauches et un départ.

Quelles logiques de recours aux emplois de courte durée ?

La part du travail effectué par des salariés en emploi de courte durée dans une entreprise telle que nous la mesurons est étroitement associée aux flux d'entrées et de sorties de la main-d'œuvre de l'entreprise, en fonction de l'ancienneté des salariés. Ces sorties peuvent être volontaires ou involontaires. Toutes ne relèvent pas de la décision de l'entreprise. Néanmoins, une part importante d'emplois de courte durée au niveau de l'entreprise est révélatrice d'une stratégie de sa part et non de la décision d'un salarié. Deux raisons principales peuvent pousser les entreprises à utiliser les emplois de courte durée : soit pour répondre à un besoin de flexibilité, soit pour sélectionner ou inciter à l'effort leurs salariés récemment embauchés.

Stratégie des entreprises confrontées à la flexibilité

Notre cadre d'interprétation du recours aux emplois de courte durée s'appuie sur le besoin de flexibilité des entreprises (cf. encadré 2). Dans ce cadre, une entreprise-type peut employer trois catégories de salariés : ceux qui ont une ancienneté importante (les salariés formés), ceux que l'on vient d'embaucher avec la perspective de les maintenir en emploi la période suivante (les débutants), ceux que l'on embauche pour une courte durée.

Chaque type de salarié a une productivité propre, qui pourrait correspondre à l'occupation d'un type spécifique d'emploi. Les salariés les plus anciens ont été formés et ont pu ainsi accumuler du capital humain spécifique, ce qui peut les rendre plus productifs ou leur permet d'occuper les postes les plus productifs. Au contraire, les nouveaux salariés que l'on compte maintenir en emploi peuvent consacrer une partie de leur temps à la formation et être un peu moins productifs que les salariés occupant des emplois dont on sait par avance qu'ils seront occupés pendant peu de temps. Enfin, si certains emplois doivent être, par nature, dévolus à des employés dont l'entreprise sait, dès l'embauche, qu'elle s'en séparera rapidement, leur productivité devrait être supérieure à celle des autres nouveaux salariés, car immédiatement mis à contribution (sauf dans les cas où les perspectives de production sont si faibles que les emplois de courte durée sont plus intéressants).

Chaque type de salarié est également rémunéré différemment (en fonction de l'ancienneté et des primes de précarité auxquelles ils ont droit ou non). La demande de travail spécifique à chaque catégorie dépend de son coût et de sa productivité relative.

Outre la productivité et le coût, un élément important différencie les salariés embauchés récemment et ceux plus anciens : ces derniers sont protégés par de forts coûts de licenciement. Or, une entreprise soumise à de grandes variations de ses commandes et ayant des difficultés à stocker durablement sa production (l'exemple extrême correspondant aux entreprises de services) peut avoir des difficultés à ajuster sa force de travail à ces variations. Sans possibilité d'ajustement, elle devrait rémunérer une partie de sa force de travail à ne rien faire. Pour se prémunir d'une telle situation, elle ajuste sa force de travail disponible en conservant un stock suffisant de salariés récemment embauchés, pouvant être licenciés sans coût élevé pour elle.

Ce modèle montre qu'un élément, entre autres, qui peut déterminer l'entreprise à recourir aux emplois instables est le double impact de ce recours sur sa productivité. Le premier impact découle de la productivité horaire spécifique au fait d'occuper un emploi de courte durée (liée par exemple aux tâches requises dans le cadre d'un tel emploi). Le deuxième impact provient de la flexibilité que permet le recours à ces emplois et qui peut améliorer la productivité de l'entreprise dans son ensemble.

Les emplois de courte durée peuvent servir à sélectionner les meilleurs employés

Notre modèle considère que le processus de sélection des salariés se fait au moment de leur embauche. Or, l'utilisation par les entreprises d'emplois précaires peut servir à mieux connaître leurs salariés et ainsi à sélectionner ceux qui correspondent le mieux à leurs attentes. Ce processus de sélection peut s'accompagner d'un processus d'incitation.

Dans ce cas, le modèle présenté dans l'encadré 2 doit être adapté : au lieu de séparer *ex ante* les individus récemment embauchés au début de la période, cette distinction se fait à la fin de la période. Cette représentation a deux conséquences.

Si on considère que ces emplois ont comme principal objectif de sélectionner les individus,

ceux-ci doivent occuper des emplois comparables dont les productivités intrinsèques devraient être similaires.

Si le processus de sélection ou d'incitation fonctionne, les individus ayant la productivité la plus élevée devraient être conservés dans l'entreprise, tandis que ceux ayant la productivité la plus basse devraient en partir. Ainsi, dans ce cadre, la productivité estimée du travail de débutant devrait être plus forte que celle du travail de courte durée.

Au final, l'examen empirique des productivités correspondant à chaque emploi devrait nous permettre de distinguer les deux scénarios polaires présentés dans cet encadré.

Pour cela, nous adoptons la démarche suivante : dans un premier temps, nous allons montrer dans quelle mesure le recours aux emplois de courte durée est lié au besoin de flexibilité de l'entreprise. Dans un second temps, nous comparerons les productivités relatives des travailleurs récemment embauchés, occupant un emploi de courte durée ou non, en utilisant les résultats de la première pour contrôler les besoins de flexibilité spécifiques à chaque entreprise. Nous procéderons à des estimations séparées par secteur.

Quelles entreprises ont recours aux emplois de courte durée ?

Le recours aux emplois de courte durée par une entreprise particulière varie dans le temps, ce qui souligne son caractère conjoncturel, mais il existe aussi de fortes différences entre entreprises, ce qui montre qu'il dépend également de l'organisation de l'entreprise. Pour le montrer on peut décomposer la variance de la part de travail de courte durée (*i.e.* effectué par des salariés occupant un emploi de courte durée) en une variance entre entreprises (variance *inter*) et une variance dans le temps pour une même entreprise (variance *intra*). Dans les services, la variance intra-entreprise représente 62 % de la variance totale, et la variance inter-entreprise 38 % de cette variance totale. Dans l'industrie, la variance intra-entreprise représente 70 % de la variance totale, et la variance inter-entreprise 30 % de cette variance totale. La part de la variance inter-entreprise représente également 28 % dans le secteur de la construction. La composante individuelle de cette variance, même si elle est minoritaire,

suggère l'existence d'un comportement propre à l'entreprise en ce qui concerne la façon dont elle gère sa main-d'œuvre.

Nous voulons donc vérifier si l'entreprise utilise ses emplois de courte durée comme un facteur de production particulier ou au moins comme un mode d'organisation de sa main-d'œuvre et de sa production. Nous nous attendons à ce que le recours à ces emplois soit corrélé, certes aux chocs que connaît l'entreprise, et ait donc une forte composante conjoncturelle, mais dépende également de l'organisation de la production de l'entreprise et de son besoin de flexibilité.

Le recours moyen aux emplois de courte durée est ainsi mesuré :

$$R_ECD_i = \frac{\sum H_{it}}{\sum H_t}$$

où H_{it} est le nombre d'heures rémunérées à des salariés occupant des emplois de courte durée au cours de l'année t , H_t est le nombre d'heures travaillées dans l'entreprise i .

Nos régressions seront effectuées à partir de la grandeur :

$$\rho_ECD_i = \ln \left(\frac{R_ECD_i}{1 - R_ECD_i} \right)$$

Nous appliquons une transformation logistique à R_ECD_i qui, en tant que proportion, est comprise entre 0 et 1. Cette transformation a l'avantage de limiter la dépendance de la variabilité du phénomène observé à l'existence de bornes. Elle a l'inconvénient d'éliminer de notre échantillon les entreprises n'utilisant au cours de la période aucun emploi de courte durée ou n'utilisant que ce type d'emploi. En pratique, cela nous conduit à éliminer très peu d'entreprises.

Le recours moyen aux emplois de courte durée est mis en relation avec le recours moyen à d'autres formes de flexibilité (travail intérimaire, sous-traitance, moindre recours aux stocks, temps partiel) et avec la volatilité des chocs subis par l'entreprise, supposée mesurer son besoin de flexibilité ou d'adaptabilité. Cette volatilité est approchée par la moyenne sur la période antérieure à 1993 des valeurs absolues des variations d'activité. Pour que cet indicateur reflète effectivement la volatilité d'activité d'entreprise, nous rajoutons comme variable de contrôle supplémentaire la moyenne des variations d'activité sur la période correspondante.

L'activité est approchée dans les estimations avec différentes variables : la production, le chiffre d'affaires, l'emploi et la valeur ajoutée. Nous mesurons cet indicateur dans le passé de l'entreprise car un indicateur contemporain aurait probablement été affecté d'un biais de simultanéité. L'indicateur, tel que nous l'avons retenu, reflète le contexte passé de l'entreprise, et en particulier si celle-ci est confrontée souvent ou non à des variations d'activité.

Pour tenir compte du comportement de recrutement de l'entreprise, nous introduisons comme variable de contrôle supplémentaire la part dans l'entreprise du travail de débutant. Dans l'ensemble des secteurs, les entreprises utilisant beaucoup de travail de débutant sont également celles utilisant le plus souvent le travail de courte durée. Cette corrélation peut traduire l'existence d'une forte composante de sélection dans le processus de recrutement des individus dans les entreprises : les emplois de courte durée correspondraient alors à des périodes d'essai ne débouchant pas sur un emploi.

Nous estimons alors l'équation suivante :

$$\rho_{_ECD} = a.\overline{Flexibilité}_{i,94-00} + b.\overline{Variabilité}_{i,85-93} + \overline{X}_i.c + e_i \quad (1)$$

$\overline{Flexibilité}_{94-00}$ est l'ensemble des variables mesurant le recours moyen entre 1994 et 2000 à d'autres formes de flexibilité, $\overline{Variabilité}_{85-93}$ est l'ensemble des variables mesurant la variabilité de la production, de la valeur ajoutée, du chiffre d'affaire et des effectifs entre 1985 et 1993. \overline{X} est l'ensemble des variables de contrôle.

Une corrélation positive existe entre le recours moyen aux emplois de courte durée et le recours moyen à d'autres formes de flexibilité, comme l'intérim, la sous-traitance ou le recours au temps partiel (cf. tableau 2).

Ainsi, les entreprises ayant de fortes dépenses en intérim (4) sont également celles utilisant le plus largement les emplois de courte durée, dans tous les secteurs, sauf celui du commerce.

Le recours à la sous-traitance (mesurée par la part de la sous-traitance dans les consommations intermédiaires) peut s'interpréter comme un moyen qu'utilise une entreprise pour reporter sur une autre une partie de la flexibilité à laquelle

elle est confrontée. Cette stratégie semble être fortement corrélée à l'existence d'emploi de courte durée dans ces mêmes entreprises, ceci de façon très significative dans les secteurs de l'industrie et du commerce, et significative dans celui de la construction.

La part du travail effectué par des salariés à temps partiel est également positivement corrélée à l'utilisation de travail de courte durée. Le travail à temps partiel est un moyen pour l'entreprise d'accroître sa flexibilité interne.

Les entreprises qui ont le plus recours à des emplois de courte durée sont donc celles qui cumulent les moyens d'accroître la flexibilité interne ou externe de leur facteur travail.

La constitution de stocks pour une entreprise est une autre réponse à la volatilité de la demande qui lui est adressée, réponse concurrente de la flexibilité interne. En constituant ou en liquidant des stocks, l'entreprise peut s'ajuster aux variations de sa demande sans faire varier sa production ni donc son volume de travail. Cependant, la part des stocks dans la production n'est pas corrélée avec le recours aux emplois de courte durée. Le comportement de flexibilité générale capturé par l'indicateur de travail de courte durée semble être circonscrit à la flexibilité relative à l'emploi.

Le recours à la flexibilité quelle qu'en soit la forme dépend des chocs plus ou moins importants que subit la demande ou la production de l'entreprise. Les entreprises qui, dans le passé, ont connu une forte variabilité de leur activité, sont également celles qui, sur la période 1994-2000, utilisent le plus les emplois de courte durée (cf. tableau 2). Il apparaît que, quel que soit le secteur considéré, la variabilité des effectifs passés est la plus corrélée à l'utilisation par les entreprises d'emplois de courte durée, suivie de celle de la valeur ajoutée. Les variabilités annuelles de la production ou du chiffre d'affaires n'apparaissent pas significativement corrélées au recours aux emplois de courte durée, excepté dans le secteur du commerce où la variabilité du chiffre d'affaires est significative. Ces résultats corroborent ceux obtenus plus haut à partir des indicateurs de flexibilité : le recours aux emplois de courte durée semble répondre

4. Une des limites de cette étude est de ne pas pouvoir quantifier le travail intérimaire dans les entreprises utilisatrices. La corrélation obtenue montre que cette limite n'invalide pas les résultats à venir, dans la mesure où l'utilisation d'emploi intérimaire est corrélée à l'utilisation des emplois de courte durée.

à une logique de flexibilité du travail. Il semble également s'inscrire sur une stratégie de long terme, car corrélé à des mesures de la variabilité passée, entre 1985 et 1993, des effectifs et de l'activité (mesurée par la valeur ajoutée).

Enfin, les entreprises qui, en moyenne, ont le plus recours à des emplois de courte durée sont également moins capitalistiques (dans l'industrie et la construction) : un temps de formation est probablement nécessaire pour apprendre à utiliser le capital, temps coûteux dans le cas de l'emploi de courte durée.

Nous n'étudions pas ici, à proprement parler, une demande de travail « de courte durée » puisque nous ne connaissons pas le coût par entreprise de ce travail, ni le coût des autres facteurs

concurrents (nous ne sommes pas capables de calculer les volumes du travail intérimaire et de la sous-traitance). Les résultats ne peuvent ici s'interpréter dans un cadre causal : nous mettons essentiellement en avant des corrélations. Nous montrons que les entreprises dont les emplois sont de courte durée se caractérisent par un niveau d'intérim plus élevé et par une variabilité de la production passée plus importante, ce que nous interprétons comme le signe d'un besoin de flexibilité. Dès lors, on peut penser que ces entreprises utilisent la faible durée de ces emplois comme un moyen de répondre à ce besoin de flexibilité.

Outre son caractère informatif sur la caractérisation des entreprises utilisatrices d'emplois de courte durée, il apparaît donc que les variabilités

Tableau 2
Recours aux emplois de courte durée, flexibilité, variabilité

	Industrie		Construction		Commerce		Services	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	- 3,461	- 23,9	- 3,722	- 20,8	- 3,528	- 43, 6	- 3,314	- 31,0
Formes de flexibilité :								
Part des stocks dans la production (1)	0,081	0,5	0,477	0,6	- 0,098	- 0,9	0,664	1,4
Part de l'intérim dans les consommations intermédiaire (1)	0,349	7,6	0,566	9,9	0,072	1,9	0,222	5,5
Part de la sous-traitance dans les consommations intermédiaires (1)	0,982	7,6	0,304	2,0	0,946	6,8	0,238	1,8
Part du temps partiel dans le volume d'heures rémunérées (1)	0,329	4,3	0,603	4,9	0,06	1,6	0,151	3,0
Variabilité :								
Production (2)	0,121	1,1	0,182	1,3	0,021	0,3	0,266	1,8
Chiffre d'affaires (2)	0,074	0,7	0,235	1,9	0,409	5,8	- 0,133	- 1,0
Effectifs (2)	0,571	9,5	0,79	9,5	0,511	11,4	0,685	12,2
Valeur ajoutée (2)	0,247	3,5	0,316	3,2	0,221	3,4	0,33	4,3
Variables de contrôle :								
Immobilisation productive (3)	- 0,037	- 4,6	- 0,059	- 5,4	0,002	0,3	- 0,005	- 0,7
Production (4)	0,168	1,4	- 0,073	- 0,5	0,454	4,7	0,326	2,2
Chiffre d'affaires (4)	0,016	0,1	- 0,046	- 0,3	- 0,221	- 2,8	- 0,062	- 0,4
Effectifs (4)	- 0,062	- 0,9	- 0,042	- 0,5	0,01	0,2	- 0,094	- 1,6
Valeur ajoutée (4)	- 0,197	- 2,4	0,017	0,1	- 0,381	- 5,3	- 0,278	- 3,2
Part du travail de débutant dans le volume d'heures rémunérées	1,786	16,8	1,61	13,2	1,197	14,6	1,463	15,4
Nombre d'entreprises	28 132		15 496		44 309		23 646	
R2	0,17		0,11		0,14		0,20	
1. En moyenne 1994-2000. 2. Moyenne 1985-1993 de la valeur absolue du taux de croissance. 3. En logarithme. 4. Moyenne 1985-1993 du taux de croissance.								

Lecture : résultats de la régression sur les entreprises (indicées par i) de la variable représentant le recours aux emplois de courte durée sur des variables représentant le recours à certaines formes de flexibilité (en moyenne sur 1994-2000) et sur des mesures de la variabilité (en moyenne sur 1985-1993) :

$$\rho_ECD_i = a.Flexibilité_{i,94-00} + b.Variabilité_{i,85-93} + X_i.c + \varepsilon_i$$

ρ_ECD_i est une fonction de la moyenne H_i/H_{94-00} , calculée de 1994 à 2000, des parts d'heures effectuées par des salariés occupant des emplois de courte durée.

La part d'intérim (de sous-traitance) rapporte le coût de l'intérim (de la sous-traitance) au coût des consommations intermédiaires. Les stocks de marchandises et de produits finis sont rapportés à la production de l'entreprise.

La variabilité est mesurée à travers l'ampleur passée des variations en valeur absolue des grandeurs considérées. Pour tenir compte de tendances temporelles éventuelles, on introduit dans les régressions les taux de croissance moyens de ces grandeurs. Ainsi l'indicateur de variabilité reflète effectivement la variabilité et non une forte hausse (ou baisse) continue de l'activité de l'entreprise. La variabilité passée est introduite comme variable explicative (et non la variabilité contemporaine) pour éviter les problèmes de causalité inverse. Cette variabilité s'interprète comme une mesure du contexte habituel dans lequel se trouve l'entreprise : a priori, si elle a été confrontée dans le passé à de forts chocs de production, il est probable qu'elle continue à les connaître.

On introduit comme variables de contrôle (les variables X) les moyennes de la production, des effectifs, du chiffre d'affaires, de la valeur ajoutée entre 1985 et 1993 et entre 1994 et 2000 la moyenne de la structure de la main d'œuvre par âge, sexe et qualification, le secteur de l'entreprise et le secteur au niveau NES36.

Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont mis en gras.

Champ : 114 268 entreprises présentes dans les DADS-BRN de 1994 à 2000.

Sources : DADS 1994-2000 ; BRN 1985-1999.

passées des effectifs et de la valeur ajoutée sont corrélées à l'utilisation des emplois de courte durée au niveau des entreprises. Ces variables étant prédéterminées par rapport à la période considérée, elles pourront être utilisées comme des instruments dans les équations de production estimées plus loin.

Effet sur la productivité de l'entreprise de l'ancienneté et de la flexibilité de ses emplois

Pour estimer les productivités des différents types de travail considérés nous adoptons une décomposition de la production sur le modèle de celle effectuée par Hellerstein, Neumark et Troske (1999), Crépon, Deniau et Perez-Duarte (2003) ou Aubert et Crépon (2003). Cette décomposition permet de mesurer les contributions relatives de chaque catégorie de travailleurs à la production de l'entreprise, en

supposant que le facteur travail est hétérogène et peut être plus ou moins productif en fonction de sa composition, notamment selon l'ancienneté du travail et le recours aux emplois de courte durée (cf. encadré 3). En introduisant la composition de la main-d'œuvre (en part d'heures travaillées) dans la fonction de production, on peut ainsi avoir une idée de la contribution relative de chaque groupe de travailleurs à la valeur ajoutée. On se ramène ainsi à une fonction de production relativement similaire à celle exposée dans l'encadré 2.

Cette fonction de production, d'écriture relativement simple, ne prend notamment pas en compte les complémentarités éventuelles entre les différents facteurs. Dans cet article, nous voulons mettre en évidence les effets de premier ordre dans la relation entre la productivité et le travail à durée limitée. L'examen des interactions entre le travail à durée limitée et les autres facteurs de production sort du cadre de cette étude.

Encadré 3

ESTIMATION DE LA CONTRIBUTION À LA VALEUR AJOUTÉE DU RECOURS AUX EMPLOIS DE COURTE DURÉE

Décomposition de la productivité

Pour connaître l'effet du recours au travail à durée limitée sur la productivité de l'entreprise, on part d'une fonction de production de type Cobb-Douglas : le travail et le capital sont substituables ainsi que les différentes catégories de travailleurs entre elles. Cette hypothèse est assez forte car on peut penser que le travail effectué par des salariés formés est complémentaire de celui effectué par des salariés occupant des emplois de courte durée. Mais intégrer ces complémentarités nécessiterait des investigations sortant du champ de cette étude.

L'estimation se fait sous la forme :

$$\ln Y_{it} = A + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln \rho H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où Y_{it} est la valeur ajoutée de l'entreprise i l'année t , K_{it} son capital, ρH_{it} le travail efficace qu'elle utilise.

On peut décomposer le travail efficace selon les heures travaillées et la productivité horaire des catégories des travailleurs effectuant ces heures :

$$\rho H = \rho_C H_C + \rho_D H_D + \rho_F H_F,$$

où H_C représente le volume d'heures travaillées par des salariés restant moins d'un an dans l'entreprise, H_D le volume d'heures travaillées par les débutants, *i.e.* les salariés de moins d'un an d'ancienneté mais qui resteront plus d'un an dans l'entreprise, H_F le volume

d'heures travaillées par les salariés formés. ρ_C , ρ_D et ρ_F représentent l'efficacité d'une heure de travail effectuée par les trois catégories de salariés précédemment citées. Ce sont ces paramètres que nous voulons estimer pour avoir une idée des contributions de chaque groupe à la valeur ajoutée de l'entreprise et savoir si le recours à des emplois de courte durée apporte des gains de productivité ou au contraire fait perdre à l'entreprise du capital humain.

On ne peut identifier ces trois paramètres séparément, mais en réécrivant ρH comme :

$$\begin{aligned} \rho H &= \rho_F H \left(\frac{\rho_C H_C}{\rho_F H} + \frac{\rho_D H_D}{\rho_F H} + \frac{H_F}{H} \right) \\ &= \rho_F H \left(1 + \left(\frac{\rho_C}{\rho_F} - 1 \right) \frac{H_C}{H} + \left(\frac{\rho_D}{\rho_F} - 1 \right) \frac{H_D}{H} \right) \end{aligned}$$

et en faisant une approximation de la fonction (1), on peut estimer des contributions relatives à la productivité :

$$\ln Y_{it} = A + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln H_{it} + \beta \left(1 + \left(\frac{\rho_C}{\rho_F} - 1 \right) \frac{H_{C,it}}{H_{it}} + \left(\frac{\rho_D}{\rho_F} - 1 \right) \frac{H_{D,it}}{H_{it}} \right) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$\frac{\rho_C}{\rho_F} - 1$ et $\frac{\rho_D}{\rho_F} - 1$ sont respectivement les efficacités relatives du recours à des emplois de courte durée et

→

Encadré 3 (suite)

de débutant par rapport à l'utilisation d'un travail de salarié formé.

D'après nos intuitions théoriques, on s'attend à ce que $\frac{\rho_C}{\rho_F} - 1$ et $\frac{\rho_D}{\rho_F} - 1$ soient négatifs si l'efficacité des salariés formés est supérieure à celle des salariés de moins d'un an d'ancienneté. S'il existe des gains de flexibilité dus à la faible durée des emplois, on s'attend à ce que $\frac{\rho_C}{\rho_F} - 1$ soit supérieur à $\frac{\rho_D}{\rho_F} - 1$.

L'interprétation de ces coefficients est effectuée à niveau total de travail et de capital inchangé. Les coefficients mesurent donc plutôt une contribution à la productivité globale des facteurs, ce qui affecte la production dans son ensemble.

Des problèmes d'estimation difficiles

L'estimation d'une telle fonction pose de multiples problèmes. Une part de ceux-ci relève des biais usuels de l'étude des fonctions de production : hétérogénéité inobservée des entreprises, problème d'erreurs de mesure et surtout biais de simultanéité, l'entreprise choisissant son niveau de travail en fonction de la quantité qu'elle désire produire (Griliches et Mairesse, 1997).

Corriger ces multiples biais nécessite de recourir à des méthodes à variables instrumentales. Habituellement, le recours à des instruments internes (*i.e.* correspondant à des variables utilisées dans le modèle mais retardées d'une ou plusieurs périodes afin de les considérer comme exogènes) dans la méthode des moments généralisés (GMM) bien que fournissant des estimateurs très imprécis, permet de résoudre une partie de ces problèmes. Dans notre cas, ces problèmes sont démultipliés par le sujet traité et nous devons faire face à des biais de simultanéité accrus ainsi qu'à des biais de sélection particuliers.

Des biais de simultanéité accrus

Le recours aux emplois de courte durée peut être pour l'entreprise une manière de répondre immédiatement à un choc négatif de demande (cf. encadré 2). Pour ajuster sa production, elle se sépare des travailleurs dont le départ est le moins coûteux, c'est-à-dire les derniers arrivés. Le coût de séparation de cette main-d'œuvre est plus faible à la fois pour des raisons législatives et parce qu'ils ont accumulé, moins que les autres, un capital humain spécifique. La faible durée des emplois relèverait alors d'un choix d'organisation de l'entreprise (préfère-t-elle utiliser la flexibilité externe plutôt que du chômage technique ?) mais aussi d'une mauvaise conjoncture (l'instabilité qui serait la conséquence de la flexibilité externe s'observerait de manière plus marquée en cas de choc négatif sur la demande).

Lorsque l'on fait des estimations en niveau (moindres carrés ordinaires, estimateur *inter* (« *between* »)), les parts de travailleurs occupant des emplois de courte durée et occupant des emplois permanents depuis

moins d'un an reflètent l'importance des embauches et signalent que l'entreprise est ou non en croissance. De fait, ces estimateurs surestiment la contribution à la production de ces deux catégories de travailleurs.

Pour les estimateurs en différences premières, les biais de simultanéité sont aggravés par la manière dont sont construites nos données : pour différencier un emploi de courte durée d'un emploi stable à la date t , nous observons ce qui s'est effectivement passé en $t + 1$. Or, si le recours à des emplois de courte durée peut refléter un choix d'organisation de l'entreprise, il est aussi lié aux chocs sur sa demande. Le recours à des emplois de courte durée en t est donc corrélé avec le choc sur sa demande en t mais aussi en $t + 1$.

Des biais de sélection

À ces biais de simultanéité accrus s'ajoutent des problèmes plus usuels de biais de sélection et d'hétérogénéité inobservée.

D'une part, les entreprises fortement utilisatrices d'emplois de courte durée peuvent avoir des caractéristiques différentes des autres entreprises, une demande spécifique par exemple, très heurtée. Les estimations en coupe (de type *between*) qui éliminent les problèmes de simultanéité ne seraient pas alors valides puisqu'elles refléteraient des caractéristiques inobservées.

D'autre part, à ce problème de sélection des entreprises, s'ajoute un problème de sélection des travailleurs dans ces emplois de courte durée beaucoup plus difficile à traiter, évoqué dans les arguments théoriques du recours aux emplois de courte durée dans le corps du texte.

Par exemple, les emplois en CDD sont utilisés par l'entreprise comme des périodes d'essai prolongés. Elles leur permettent de sélectionner les salariés (méthode de *screening*). Une augmentation du recours à des emplois de courte durée pourrait alors signaler une augmentation de la proportion de mauvais candidats (donc probablement moins productifs). Dans ce cas, les emplois de courte durée devraient apparaître moins productifs que les autres à ancienneté comparable.

Par ailleurs, les gains de flexibilité ne sont pas aussi avantageux pour toutes les sortes d'emploi. On imagine qu'ils sont plus élevés pour des travailleurs non qualifiés dont les coûts fixes de formation sont faibles (on a vu dans la première partie que le travail instable était plus souvent non qualifié). Une fois purgée des effets de simultanéité, la contribution à la production des travailleurs occupant des emplois instables pourrait refléter ces caractéristiques particulières plutôt que des gains de flexibilité. On contrôle certes la structure par qualification, sexe et âge de l'entreprise mais cela est peut-être insuffisant.

Dans l'ensemble, on s'attend à ce que les biais de sélection aient un impact négatif sur les estimations de la contribution à la production des travailleurs occupant des emplois de courte durée.



L'interprétation des productivités relatives de chaque type de travail a été discutée plus haut. La difficulté de cette estimation réside principalement dans les biais d'endogénéité liés à l'utilisation de la mesure de travail de courte durée.

Outre le choix d'une fonction de production spécifique, qui peut limiter l'interprétation des résultats, les estimations de fonctions de production posent de nombreux problèmes, car elles sont biaisées pour de multiples raisons. Ces biais, habituels, sont de plus aggravés dans le cas de notre sujet (cf. encadré 3). Par ailleurs, nos données, notamment la production, sont mesurées annuellement. Or, si l'entreprise est confrontée à une forte variation infra-annuelle de sa demande, la productivité relative obtenue pourrait s'interpréter en partie comme la capacité plus importante de l'emploi instable à s'ajuster à cette variabilité infra-annuelle. Ce phénomène tend à augmenter la productivité relative du facteur « travail de courte durée ».

Les entreprises employant beaucoup de personnes récemment embauchées sont également plus productives

Aucun des différents estimateurs de la fonction présentée en encadré 3 pour l'industrie, la construction, le commerce et les services ne semble réellement satisfaisant et ne traite

l'ensemble des biais présentés dans l'encadré 3 mais leur analyse est toutefois informative sur la logique du recours aux emplois de courte durée (cf. tableau 3-A).

Les emplois de courte durée sont le plus souvent occupés par des salariés peu qualifiés et jeunes (Leclair et Roux, 2006). Pour ne pas imputer au travail de courte durée un différentiel de productivité qui serait en réalité dû à un effet de structure, on introduit dans les régressions la structure de la main-d'œuvre par sexe, âge et qualification ainsi que la part de travailleurs à temps complet. Enfin, comme nous effectuons nos estimations sur la période 1994-2000, nous tenons compte du passage à 35 heures : la réduction du temps de travail peut modifier la productivité de l'entreprise et changer également son recours aux contrats à durée déterminée (Fiole, Passeron et Roger, 2000). La loi dite « Aubry I » prévoyait de 1998 à 2000 des aides à la réduction du temps de travail plus importantes quand les embauches se faisaient en contrat à durée indéterminée.

Quel que soit le secteur considéré, les estimations par les moindres carrés ordinaires (MCO) ont tendance à surestimer la contribution à la productivité des travailleurs nouvellement embauchés (occupant des emplois de courte durée ou permanents depuis moins d'un an). La raison en est la suivante. Si l'entreprise embau-

Encadré 3 (fin)

Pour corriger les biais de sélection des entreprises nous utilisons des estimations en différences longues et pour corriger les biais dus aux problèmes de simultanéité, nous instrumentons ces différences longues (entre 1995 et 2000) par le niveau passé (en 1994) du recours aux emplois de courte durée, la part de travail de débutant et des variables reflétant le besoin en flexibilité de l'entreprise, telles que la variabilité de quelques grandeurs entre 1985 et 1993.

Test de spécification

Dans le cadre de la méthode des moments généralisés, le test de Sargan permet de tester la spécification du modèle, si on dispose d'un plus grand nombre de variables instrumentales que d'endogènes. La méthode des moments généralisés est fondée sur l'idée de choisir la valeur du paramètre d'intérêt qui annule les moments identifiants. Ceux-ci s'expriment selon l'équation

$$E(Y - X\beta / Z) = 0$$

qui reflète l'indépendance entre les résidus de l'équation et les variables exogènes et instrumentales.

L'idée est alors de choisir la valeur de β qui minimise la fonction

$$EZ'(Y - X\beta)' \Omega^{-1} (Y - X\beta) Z$$

où Ω est une matrice de pondération optimale correspondant à la matrice de variance-covariance des conditions de moment (obtenue à l'aide des estimations d'une première étape). Ainsi, sous l'hypothèse nulle selon laquelle le modèle est bien spécifié et que les conditions de moment sont bien vérifiées, ce critère suit une loi du χ^2 dont le nombre de degré de liberté est égal à la différence entre le nombre de variables instrumentales et exogènes et le nombre de variables endogènes. Ce test est rendu possible par le fait que, comme le nombre de variables instrumentales et exogènes est supérieur au nombre de variables endogènes, le nombre de conditions de moment utilisées pour identifier β est plus élevé que ce qui est nécessaire. La statistique de test, appelée test de Sargan, consiste à tester si toutes les conditions de moment, y compris sur-identifiantes, sont bien vérifiées.

che, c'est parce qu'elle est dans une situation favorable. En s'en tenant aux MCO, on attribuerait aux travailleurs débutants le résultat d'une demande importante adressée à l'entreprise. On observe ainsi une contribution positive et significative à la production du travail de débutant et de courte durée dans tous les secteurs considérés. Cette contribution reflète le fait que les entreprises embauchent pour répondre à des besoins de production.

L'estimation *inter* (« *between* ») atténue normalement ces problèmes de simultanéité. On observe que la part moyenne du travail de débutant est positivement corrélée à la production moyenne. Cette corrélation peut s'interpréter par le fait que l'entreprise n'a cessé de croître et donc d'embaucher, ce qui augmente mécaniquement la part des débutants. Les entreprises recourant en moyenne beaucoup aux emplois de courte durée sont en général également plus productives. Ce résultat peut s'interpréter soit comme un gain de flexibilité (puisque les problèmes de simultanéité sont atténués), soit comme une simple corrélation : les entreprises qui utiliseraient beaucoup d'emplois de courte durée en moyenne seraient aussi celles qui auraient les caractéristiques fixes inobservées les plus favorables.

Ce biais d'hétérogénéité inobservée est moindre pour les estimations en différence ou *intra* (« *within* ») : dans ces estimations, on introduit la variation des heures de travail utilisées par l'entreprise. Les variations de la part de travail de courte durée et de débutant mesurent alors la manière dont l'entreprise modifie la structure de sa main-d'œuvre et non pas son niveau. De fait, les estimateurs en différence conduisent à une chute de la contribution à la productivité des travailleurs de faible ancienneté (occupant des emplois de courte durée ou non). Pour les différences premières, ces contributions deviennent même négatives.

Néanmoins, ces estimateurs devraient surestimer encore la contribution à la production des travailleurs occupant des emplois de courte durée. Notamment, les estimateurs en différences premières posent problème : la part de travail en temps limité à la période $t - 1$ est corrélée négativement avec le choc en t (on se sépare des travailleurs) et positivement avec le choc en $t - 1$ (on a embauché les futurs travailleurs qui quitteront l'entreprise en t). Une variation négative des chocs sur la production ($\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$) entraîne une variation négative de

la part de travailleurs occupant des emplois de courte durée. On observe plus de travailleurs occupant ces emplois en $t - 1$ car il y a une augmentation de la part des licenciés dans les nouveaux embauchés, et on observe moins de salariés les occupant en t car il y a une baisse des nouveaux embauchés.

Les emplois de courte durée sont au moins aussi productifs (ou ne sont pas moins productifs) que les emplois de débutants (*i-e* à ancienneté comparable)

Pour résoudre ce problème, nous utilisons la méthode des moments généralisés. Pour cela, nous avons besoin de variables instrumentales qui ne devraient pas affecter la variable dépendante étudiée. Nous nous inspirons de la méthodologie utilisée par Aubert et Crépon (2003) sur des données analogues. Nous cherchons à expliquer la variation sur moyen terme (entre 1995 et 2000) de la production. Par rapport à ces auteurs, les instruments choisis sont non seulement les variables en niveau de 1994, mais aussi les variables reflétant le besoin en flexibilité de l'entreprise, variables introduites plus haut. Nous disposons ainsi d'un jeu d'instruments supérieur en nombre aux variables explicatives, ce qui va nous permettre, par un test de Sargan (cf. encadré 3), d'en tester la cohérence.

Les résultats obtenus par la méthode des différences longues *sans instrumenter* (cf. tableau 3-B) ne diffèrent que peu des estimateurs en différences premières (cf. tableau 3-A). La méthode des différences longues consiste à considérer les différences sur longue période (entre 1995 et 2000) des variables introduites dans l'équation. Cette transformation permet de contrôler les caractéristiques fixes inobservables, tout en limitant les problèmes de simultanéité (qui sont plus importants dans les estimations en différences premières).

En les prenant au pied de la lettre, on en conclurait que les salariés les plus productifs seraient les débutants. Cela serait alors cohérent avec l'idée selon laquelle les entreprises non seulement sélectionnent les salariés au moment de leur embauche, mais aussi que l'incertitude sur le fait de rester dans l'entreprise ou non conduit les salariés à augmenter leur niveau d'effort et donc leur productivité. Cette interprétation est séduisante : toutefois, cette estimation ne règle pas les problèmes d'endogénéité. En particulier, il est possible que les entreprises embauchent durablement suite à de bonnes perspectives de

Tableau 3

Estimation de la contribution relative à la productivité globale du travail de courte durée et de débutant, relativement à celle des salariés formés

A - Équation (2) de l'encadré 3 sans instrument, de 1994 à 2000

	Industrie		Construction		Commerce		Services	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO)								
Part du travail de courte durée	0,18	38,8	0,19	38,4	0,14	41,2	0,17	41,5
Part du travail de débutant	0,43	73,1	0,27	44,5	0,26	61,4	0,24	46,1
R2	0,89		0,87		0,80		0,83	
Estimateur intra (« within »)								
Part du travail de courte durée	0,05	9,4	0,04	7,6	0,01	1,6	0,03	5,9
Part du travail de débutant	0,12	18,9	0,07	11,2	0,02	3,7	0,05	8,5
Estimateur inter (« between »)								
Part du travail de courte durée	0,16	16,7	0,28	27,6	0,20	28,4	0,22	28,5
Part du travail de débutant	0,47	38,4	0,28	23,1	0,40	43,4	0,35	31,5
R2	0,91		0,89		0,83		0,85	
Nombre d'observations	331 681		180 224		597 916		400 977	
Méthode des différences premières								
Part du travail de courte durée	- 0,02	- 7,9	- 0,02	- 7,3	- 0,03	- 18,1	- 0,02	- 10,8
Part du travail de débutant	- 0,02	- 6,1	- 0,02	- 6,8	- 0,04	- 21,3	- 0,03	- 11,9
R2	0,10		0,16		0,06		0,12	
Nombre d'observations	256 019		140 418		459 083		297 573	

Lecture : dans l'estimation par MCO, l'élasticité de la valeur ajoutée au travail de courte de durée est plus élevée, de 0,18, que celle du travail des salariés formés. Par rapport à l'équation (2) de l'encadré 3, les coefficients présentés correspondent, pour la part du travail de courte durée à $\beta((p_c / p_e) - 1)$, i.e. la contribution du travail à durée limitée relativement au travail de salariés formés (cf. encadré 3), et, pour la part du travail de débutant, à $\beta((p_d / p_e) - 1)$.

Les estimateurs inter et intra sont estimés dans une seule régression par la méthode de Mundlak, consistant à rajouter les moyennes temporelles des différentes variables explicatives, dont les coefficients estimés correspondent aux estimateurs « inter », ceux des variables explicatives non modifiées correspondant aux coefficients « intra ».

Le R2 correspond au pouvoir explicatif de ces deux jeux de variables explicatives considérés ensemble.

Tous les résultats sont significatifs (Student élevés), en partie parce que nous disposons ici d'un grand nombre d'observations.

Outre les logarithmes du capital et du nombre d'heures, les estimations prennent en compte, en tant que variables de contrôle, la structure de la main-d'œuvre (par âge, qualification, sexe et selon le degré de recours au temps partiel, pondérée par le nombre d'heures rémunérées), une indicatrice de passage aux 35 heures, des indicatrices sectorielles (au niveau NES36), des indicatrices pour chaque année.

Les résultats complets des régressions sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

B - Équation (2) de l'encadré 3 en différences longues, de 1995 à 2000

	Industrie		Construction		Commerce		Services	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO, sans instruments)								
Part du travail de courte durée	- 0,02	- 2,3	- 0,02	- 1,7	- 0,03	- 4,6	- 0,00	- 0,3
Part du travail de débutant	0,06	6,2	0,02	2,0	0,02	2,3	- 0,00	- 0,2
R2	0,41		0,48		0,33		0,43	
Nombre d'observations	44 575		24 881		79 969		53 213	
GMM								
Part du travail de courte durée	- 0,02	- 0,2	0,12	1,2	0,03	0,5	- 0,07	- 0,7
Part du travail de débutant	- 0,16	- 1,9	- 0,01	- 0,1	- 0,30	- 3,9	- 0,35	- 2,90
Sargan (cf. encadré 3)	3,48		13,63		17,06		8,50	
Probabilité d'accepter le modèle (à partir du test de Sargan)	0,63		0,02		0,00		0,13	
Différence entre travail de courte durée et de débutant	0,14		0,13		0,33		0,28	
Student	1,1		1,3		3,7		2,7	
Nombre d'observations	44 261		24 706		79 557		53 025	

Lecture : cf. tableau 3-A. La différence entre travail de courte durée et débutant correspond à la différence entre les coefficients estimés pour chaque type de travail. La statistique de Student dans la ligne en-dessous indique le caractère statistiquement significatif.

Les coefficients statistiquement significatifs (au seuil de 5 %) sont indiqués en gras. Ils le sont lorsque la valeur absolue du Student est supérieure ou égale à 1,96. Sous l'hypothèse de bonne spécification du modèle, la statistique de Sargan suit un χ^2 à 5 degrés de liberté (égal au nombre de variables exogènes ou instrumentales, moins celui des variables endogènes), ce qui permet de construire la probabilité d'accepter le modèle. Dans le secteur de l'industrie, la valeur de cette statistique est égale à 4,21. On en déduit l'erreur de première espèce, c'est-à-dire la probabilité de se tromper si on rejetait le modèle, égale à 0,52. Usuellement, un modèle est rejeté si la probabilité de se tromper en rejetant le modèle est inférieure à 0,05.

Instruments (cas des GMM) : en 1994, le logarithme du nombre d'heures, le logarithme du capital, la part de travail de courte durée et de débutant, la structure de la main-d'œuvre par âge, qualification, sexe, degré de recours au temps partiel, le secteur au niveau NES36, la part de l'intérim et de la sous-traitance, des indicateurs de variabilité de la valeur ajoutée et de l'effectif entre 1984 et 1993 (cf. tableau 2, estimation de la part de travail de courte durée).

Outre la différence entre 1995 et 2000 des niveaux des logarithmes du capital et du nombre d'heures, les estimations prennent en compte, en tant que variables de contrôle, les différences, toujours entre 1995 et 2000, de la structure de la main-d'œuvre (par âge, qualification, sexe et selon le degré de recours au temps partiel), une indicatrice de passage aux 35 heures, des indicatrices sectorielles (au niveau NES36), des indicatrices pour chaque année.

Les résultats complets des régressions sont présentés en annexe 3 (tableaux A et B).

Champ : entreprises du secteur privé, hors services opérationnels et activités financières et immobilières, panel cylindrique 1994-2000. Le nombre d'observations reportées correspond au nombre d'entreprises multiplié par le nombre de périodes sur lesquelles sont effectuées les estimations.

Source : DADS-BRN, 1994 - 2000.

production. Cela se traduit par une corrélation positive entre l'évolution de la production et l'augmentation d'emplois stables dans l'entreprise comme celle observée dans ces résultats. Un tel biais peut être résolu en appliquant une méthode d'estimation reposant sur les variables instrumentales.

L'instrumentation par le passé et par les variables reflétant le besoin de flexibilité amène alors des résultats différents. Dans tous les cas, la contribution relative à la production des employés de faible ancienneté devient négative ou non significative (5) (c'est-à-dire inférieure ou égale à celle des employés plus anciens). C'est dans les secteurs des services et du commerce que cette différence est la plus visible. De même, la contribution relative du travail de courte durée devient non significativement différente de celle du travail de salarié formé dans tous les cas.

Le fait de disposer d'un assez grand nombre d'instruments permet de tester les spécifications pour chaque secteur considéré. La statistique de Sargan permet d'effectuer cet exercice. Il apparaît que le modèle retenu est rejeté pour la construction et le commerce (cf. tableau 3-B). Cela étant, l'acceptation du test peut aussi s'expliquer par la faiblesse des variables instrumentales retenues, traduite par de forts écart-types obtenus pour les différents estimateurs. On ne dispose toutefois pas d'autres variables instrumentales satisfaisantes.

Le rejet du test de Sargan nous conduit à ne pas commenter les résultats obtenus pour les secteurs de la construction et du commerce.

La grille d'interprétation présentée au début de cet article peut ici être utilisée. Le premier et principal résultat obtenu est que la productivité des emplois de courte durée est supérieure ou égale à celle des emplois de débutant. Il semble donc que ces emplois ne soient pas utilisés massivement par les entreprises dans un but de sélection ou d'incitation des salariés.

Les emplois de courte durée sont, relativement aux emplois des salariés formés, plus productifs dans les secteurs des services

Au contraire, la productivité relative du travail de courte durée est significativement plus élevée que celle du travail de débutant dans les services, alors que ce n'est pas le cas dans les autres secteurs. Cela montre que l'utilisation du

travail de courte durée n'est pas la même dans ce secteur que dans les autres.

Une interprétation possible serait que, dans les services, les salariés occupent des emplois, par nature de courte durée, dont l'existence est nécessaire à l'entreprise, qui se différencieraient des emplois de débutant, occupés par des salariés amenés à rester plus longtemps dans l'entreprise. Le modèle présenté en encadré 2 serait alors pertinent pour refléter la situation de ces secteurs, dans la mesure où les emplois de courte durée y seraient des emplois spécifiques.

Dans l'industrie, la productivité des emplois de courte durée n'est pas significativement différente des autres, à ancienneté comparable. Cette égalité n'est pas compatible avec l'idée selon laquelle les entreprises sélectionneraient leurs employés ou les inciteraient à un effort soutenu au cours de leur période d'essai. De tels mécanismes devraient se traduire par une mesure de la productivité *plus importante pour les employés restant dans l'entreprise*. Si on reprend l'autre scénario, fondé sur le besoin de flexibilité des entreprises (cf. encadré 2), l'utilisation des emplois de courte durée permet aux entreprises d'ajuster leur quantité de travail aux fluctuations de leur activité. Néanmoins, du fait que la productivité de ces emplois n'est pas différente, on peut penser qu'ils sont de même nature, à la différence des secteurs des services.

Les emplois de courte durée résulteraient donc, dans le secteur de l'industrie, principalement des variations annuelles de l'activité, ceux-ci étant d'autant plus nombreux que l'activité est variable (cf. encadré 2). Dans les secteurs des services, ces emplois auraient une autre dimension, se traduisant par une productivité plus élevée. On peut en particulier imaginer que les emplois de courte durée permettent aux entreprises un ajustement *infra-annuel* de leur activité plus fort dans ces secteurs. Alors que les possibilités d'ajustement *annuel* sont prises en compte (et utilisées comme sources d'identification) dans l'estimation des productivités relatives, ces possibilités d'ajustement *infra-annuel* plus fort expliqueraient la productivité annuelle plus élevée des emplois de courte durée. Par rapport aux secteurs industriels, l'activité des secteurs des services se caracté-

5. La baisse de la significativité des coefficients entre les tableaux 3-A et 3-B est due à deux raisons. D'une part, moins d'observations sont mobilisées pour obtenir les résultats du tableau 3-B. D'autre part, l'instrumentation conduit habituellement à diminuer la précision des estimateurs, dans la mesure où les variables endogènes sont remplacées par des projections sur leurs instruments.

rise par une production non stockable, rendant nécessaire le recours à des stratégies améliorant la flexibilité du travail, y compris à un niveau infra-annuel. Estimée sur une base annuelle, la productivité relative des emplois de courte durée intégrerait cette flexibilité, ce qui la rendrait plus élevée dans ces secteurs.

Rémunération de l'ancienneté et du travail de courte durée

Les différences de productivité qui existent entre catégories de travailleurs devraient être en partie compensées par des différences de rémunération et de coût. Il peut être avantageux pour une entreprise de recourir à du travail de courte durée même moins productif s'il coûte moins cher. Au contraire, le surcoût législatif du travail de courte durée peut la faire renoncer à ce type de travail et aux éventuels gains de flexibilité qui l'accompagnent.

Dans les *DADS*, nous ne pouvons prendre en compte que les coûts salariaux (y compris primes de précarité versées aux salariés) : les coûts d'embauche et de formation ne sont pas pris en compte. Notons toutefois que les coûts d'opportunité sont partiellement estimés dans la fonction de production. Les salariés nouvellement embauchés, notamment ceux qui resteront dans l'entreprise, peuvent être moins productifs que les autres parce qu'ils suivent des formations.

Nous ne connaissons pas précisément dans les *DADS* les variations de coût liées à l'ancienneté. Nous connaissons uniquement le coût du salarié au cours de l'année t alors que son coût a pu varier au cours de l'année en fonction de son ancienneté. Pour connaître en moyenne le coût relatif du travail en fonction de son ancienneté et de sa stabilité, nous régressons les coûts salariaux totaux dans l'entreprise dans les *DADS* sur les parts de salariés des différentes catégories.

$$\ln\left(\frac{C_{it}}{H_{it}}\right) = \alpha + \left(\frac{c_1}{c_3} - 1\right) \frac{H_{1,it}}{H_{it}} + \left(\frac{c_2}{c_3} - 1\right) \frac{H_{2,it}}{H_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

C_{it} est le coût salarial total payé par l'entreprise i à la date t ;

$\frac{C_{it}}{H_{it}}$ est donc le coût salarial horaire dans l'entreprise i à la date t ;

$\frac{H_{1,it}}{H_{it}}$ est la part de travail de courte durée ;

$\frac{H_{2,it}}{H_{it}}$ est la part du travail de débutant.

Cette décomposition du coût horaire se rapproche de celle effectuée sur la productivité, la différence étant que nous n'incluons pas ici les facteurs capital et travail, dans la mesure où cette équation ne reflète pas une équation de production.

Le travail de courte durée est plus coûteux que celui des débutants

La fonction de coût (3) est estimée en tenant compte de la structure de la main-d'œuvre par sexe, âge et qualification et de la part de temps complet dans l'entreprise (mesurée par le rapport du nombre d'heures rémunérées à chaque catégorie au nombre d'heures total).

À caractéristiques fixes inobservables contrôlées, que ce soit avec les estimateurs *intra*, en différences premières ou en différences longues, le travail de courte durée et le travail de débutant sont moins coûteux que le travail de salariés formés. Ce résultat est cohérent avec le fait que les salaires augmentent avec l'ancienneté au sein des entreprises.

Pour tous les secteurs et tous les estimateurs en *intra* ou en différence, le travail de courte durée est significativement plus coûteux que le travail de débutant (cf. tableau 4-A). Dans tous les cas, qu'elle choisisse ou non au moment de l'embauche que l'emploi sera de courte durée, l'entreprise doit payer une prime de précarité à ses salariés au moment où elle s'en sépare.

Ces estimateurs ne prennent toutefois pas en compte l'ensemble des problèmes d'endogénéité évoqués plus haut pour la production. Le tableau 4-B présente les résultats obtenus en appliquant une méthode à variables instrumentales similaire à celle du tableau 3-B. Le modèle proposé n'est rejeté (au seuil de 5 %) que pour le secteur du commerce et des services (pour lequel il n'est rejeté qu'au seuil de 2 %). Les résultats montrent que le travail de courte durée et de débutant ont un coût similaire (non significativement différent) dans les secteurs de l'industrie et de la construction. Dans le secteur des services (rejeté au seuil de 2 %), comme pour la productivité, on observe un différentiel statis-

Tableau 4

Estimation de la contribution relative au coût horaire moyen du travail de courte durée et de débutant, relativement à celle des salariés formés
A - Équation (3) du texte sans instrument, de 1994 à 2000

	Industrie		Construction		Commerce		Services	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO)								
Part du travail de courte durée	- 0,03	- 14,4	- 0,03	- 8,5	- 0,02	- 12,9	- 0,00	- 0,8
Part du travail de débutant	- 0,07	- 23,2	- 0,05	- 13,3	- 0,06	- 24,1	- 0,04	- 15,4
R2	0,40		0,29		0,39		0,51	
Estimateur intra (« within »)								
Part du travail de courte durée	- 0,03	- 11,8	- 0,04	- 10,1	- 0,04	- 17,6	- 0,04	- 13,0
Part du travail de débutant	- 0,07	- 22,1	- 0,06	- 15,7	- 0,09	- 35,2	- 0,07	- 20,8
Estimateur inter (« between »)								
Part du travail de courte durée	- 0,02	- 3,4	0,01	2,0	0,03	7,7	0,08	17,7
Part du travail de débutant	0,02	2,2	0,04	5,2	0,11	21,5	0,06	9,1
R2	0,43		0,31		0,42		0,53	
Nombre d'observations	337 695		181 754		607 269		415 964	
Méthode des différences premières								
Part du travail de courte durée	- 0,02	- 21,8	- 0,02	- 14,6	- 0,02	- 29,4	- 0,03	- 26,8
Part du travail de débutant	- 0,06	- 51,2	- 0,05	- 32,5	- 0,07	- 70,0	- 0,06	- 49,6
R2	0,12		0,14		0,15		0,11	
Nombre d'observations	285 877		154 451		511 610		350 183	

Lecture : cf. tableau 3-A.

Les coefficients présentés sont les coefficients, $(c_1 / c_2) - 1$ s'appliquant à $H_{1,t} / H_t$ et, $(c_2 / c_3) - 1$ s'appliquant à $H_{2,t} / H_t$.

Les estimations prennent en compte, en tant que variables de contrôle, la structure de la main-d'œuvre (par âge, qualification, sexe et selon le degré de recours au temps partiel), une indicatrice de passage aux 35 heures, des indicatrices sectorielles (au niveau NES36), des indicatrices pour chaque année.

Les résultats complets des régressions sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

B - Équation (3) du texte en différences longues, de 1995 à 2000

	Industrie		Construction		Commerce		Services	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO, sans instruments)								
Part du travail de courte durée	- 0,03	- 7,7	- 0,02	- 4,1	- 0,03	- 8,3	- 0,02	- 4,9
Part du travail de débutant	- 0,08	- 18,2	- 0,04	- 7,9	- 0,09	- 26,4	- 0,06	- 15,0
R2	0,18		0,19		0,19		0,15	
Nombre d'observations	47 700		26 001		85 680		59 283	
GMM								
Part du travail de courte durée	- 0,24	- 3,3	- 0,09	- 1,7	- 0,16	- 4,1	- 0,15	- 2,4
Part du travail de débutant	- 0,23	- 6,0	- 0,06	- 1,9	- 0,33	- 13,2	- 0,29	- 5,1
Sargan (cf. encadré 3)	4,92		5,72		33,80		13,86	
Probabilité d'accepter le modèle (à partir du test de Sargan)	0,43		0,33		0,00		0,02	
Différence entre travail de courte durée et de débutant	- 0,01		- 0,03		0,17		0,14	
Student	- 0,17		- 0,53		3,99		2,48	
Nombre d'observations	47 697		25 911		85 614		59 565	

Lecture : cf. tableau 3-B. Sous l'hypothèse de bonne spécification du modèle, la statistique de Sargan suit une loi du χ^2 à 5 degrés de liberté, ce qui permet de construire la probabilité d'accepter le modèle.

Instruments (cas des GMM) : en 1994, part du travail de courte durée et de débutant, structure par âge, qualification, sexe et temps partiel, NES36, part de l'intérim et de la sous-traitance. Indicateurs de variabilité de la valeur ajoutée et de l'effectif entre 1984 et 1993 (cf. estimation de la part de travail de courte durée).

Les estimations prennent en compte, en tant que variables de contrôle, les évolutions, toujours entre 1995 et 2000, de la structure de la main-d'œuvre (par âge, qualification, sexe et selon le degré de recours au temps partiel), une indicatrice de passage aux 35 heures, des indicatrices sectorielles (au niveau NES36).

Les résultats complets de ces régressions sont présentés en annexe 4 (tableaux A et B).

Champ : entreprises du secteur privé, hors services opérationnels et activités financières et immobilières, panel cylindrique 1994-2000. Le nombre d'observations reportées correspond au nombre d'entreprises multiplié par le nombre de périodes sur lesquelles sont effectuées les estimations.

Source : DADS-BRN, 1994 - 2000.

tiquement significatif entre la rémunération du travail de courte durée et de débutant. Toutefois, ce différentiel semble être de moindre ampleur que celui observé pour la productivité. Ce résultat peut illustrer la plus forte rentabilité du travail de courte durée, qui serait relativement peu cher et plus productif dans ce secteur. D'autre part, alors qu'il n'apparaissait de différentiel significatif de productivité entre travail de salarié formé (qui constitue la référence) et travail de courte durée, le coût est significativement différent. Toutefois, ces estimations sont peu précises et reposent sur des hypothèses qu'il s'agirait de vérifier : elles ne prennent notamment pas en compte les complémentarités éventuelles entre les différents types d'emploi. En outre, cette représentation semble être rejetée (quoique faiblement) dans le secteur des services.

* *
*

Nous proposons dans cette étude un cadre interprétatif de l'utilisation par les entreprises des emplois de courte durée, par définition inférieure à un an (cf. tableau 5). L'utilisation par les entreprises de ces emplois est notamment

fondée sur leur besoin en flexibilité. En effet, le recours aux emplois de courte durée est corrélé aux variables reflétant un tel besoin.

Le recours aux emplois de courte durée pourrait être motivé par la volonté pour l'entreprise de sélectionner ou d'inciter à l'effort leurs salariés. Un tel recours devrait se traduire par une productivité plus forte des emplois occupés par les salariés de faible ancienneté mais restant dans l'entreprise, par rapport aux emplois de courte durée. Cette représentation est rejetée par nos résultats empiriques dans le secteur des services. Elle n'est pas validée dans le secteur de l'industrie, les productivités n'étant pas significativement différentes.

L'examen de la productivité relative de ce type d'emploi par rapport aux emplois de débutants montre aussi que leur utilisation n'est pas la même dans les entreprises de l'industrie et les entreprises de services. Dans les entreprises industrielles, la productivité des salariés de faible ancienneté est la même, que leur emploi soit de courte durée ou non. Il semble donc que, dans ce secteur, les entreprises n'utilisent pas la faible durée de certains emplois comme une

Tableau 5
Récapitulatif des hypothèses et des résultats

Hypothèse	« Accumulation de capital humain »	« Flexibilité »	« Sélection »
Implications pour la productivité	La productivité du travail dans les emplois de salariés formés est plus élevée que celle des débutants.	La productivité du travail de courte durée est plus élevée que celle du travail de débutant.	
Le test	Estimation du coefficient la part du travail de débutant dans l'équation de production (2), la productivité du travail de salarié formé étant la référence Si le coefficient est négatif, l'hypothèse est vérifiée.	Comparaison des coefficients correspondant aux parts du travail de débutant et de courte durée dans le travail utilisé par l'entreprise (mesuré par le nombre d'heures rémunérées). Si la différence est négative, la flexibilité domine Si la différence est positive, la sélection domine	
Conclusion du test	Seuls les GMM valident cette interprétation (cf. tableau 3-B) : le coefficient n'est pas significatif dans l'industrie et la construction et significativement négatif dans les services. (Le commerce n'est pas commenté, le test de Sargan n'étant pas validé). Ce résultat tend à indiquer que les autres méthodes d'estimation sont affectées par de gros biais d'endogénéité (cf. texte).	Les biais d'endogénéité conduisent à ne commenter que les résultats des GMM (cf. tableau 3-B) : Le différentiel de productivité entre travail de débutant et de courte durée est significativement négatif dans les secteurs de la construction et des services. Il n'est pas significatif dans l'industrie. L'argument de sélection ne domine donc jamais.	
Implications pour les salaires	Identiques à la productivité si les salaires en dépendent.	Surcoût législatif du travail de courte durée.	Pas de différence a priori. Si le CDD est utilisé pour sélectionner, la prime doit être versée aux individus non sélectionnés.
Le test	Estimation du coefficient de la part du travail de débutant dans l'équation de coût horaire (3).	Idem productivité, comparaison des coefficients du travail de débutant et de courte durée dans l'équation (3).	
Conclusion	Dans les tableaux 4-A et 4-B, les coefficients sont négatifs. Les salariés débutants sont moins rémunérés que les salariés formés. Les biais d'endogénéité semblent moins importants pour les équations de salaire.	Les différences de coût horaire ne sont pas significatives, sauf dans les services. L'atténuation de la différence par rapport à la productivité laisse penser qu'un phénomène d' <i>insider/outsider</i> est peut-être en jeu : les salariés occupant des emplois de durée limitée semblent moins rémunérés que leur productivité ne leur permettrait, au profit des salariés formés et des débutants.	

composante organisationnelle leur permettant d'augmenter leur productivité. Au contraire, dans le secteur des services, la productivité annuelle des salariés occupant un emploi de courte durée est supérieure à celle des salariés de même ancienneté. Nous interprétons cette différence comme un signe de l'existence dans ces secteurs d'emplois dont la caractéristique principale est qu'ils sont occupés pour peu de temps par les salariés. Une explication à l'existence de ce type d'emploi pourrait être liée à la nature des biens produits par ces secteurs. Par nature, les biens produits par les secteurs des services ne sont pas stockables, à la différence des biens produits dans les secteurs manufacturiers. Ainsi, les entreprises de services sont très sensibles à des variations sur court terme (infra-annuel) de la demande qui leur est adressée. Or,

les productivités estimées sont relatives à des productions sur l'année. La productivité plus forte du travail de courte durée dans les services pourrait être liée à la nécessité qu'ont les entreprises de s'adapter à la variabilité infra-annuelle de la demande qui leur est adressée.

En conclusion, cet article illustre la façon dont les entreprises utilisent un mode de gestion de main-d'œuvre pour optimiser leur production. Par rapport au débat sur la précarité ou l'insécurité du travail, il montre que l'utilisation par les entreprises d'une telle précarité est répandue et leur permet d'accroître leur productivité, en particulier dans le secteur des services. Une éventuelle politique visant à réduire cette précarité devrait donc tenir compte des effets qu'elle pourrait avoir sur les entreprises. □

BIBLIOGRAPHIE

Abowd J., Corbel P. et Kramarz F. (1999), « The Entry and Exit of Workers and The Growth of Employment », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n° 2, pp. 170-187.

Aubert P. et Crépon B. (2003), « La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation », *Économie et Statistique*, n° 368, dossier *Les travailleurs âgés face à l'emploi*, pp. 95-119.

Behaghel L. (2003), « Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ? », *Économie et Statistique*, n° 366, pp. 3-23.

Behaghel L. (2006), *Lire l'économétrie*, collection Repères, La Découverte, Paris.

Cahuc P. et Kramarz F. (2005), « Le contrat de travail unique, clef de voûte d'une Sécurité sociale professionnelle », *Le Droit du Travail confronté à l'économie*, A. Jeammaud ed., pp. 55-86.

Cappelli P. et Neumark D. (2001), « External Job Churning and Internal Job Flexibility », *NBER Working Papers*, n° 8111.

Caroli È. (2000), « Flexibilité interne versus flexibilité externe au travail : quels enseignements peut-on tirer de l'approche de la firme en terme de compétences ? », LEA-Inra, *document de travail*, n° 00-10.

Crépon B., Deniau N. et Perez-Duarte S. (2003), « Productivité et salaire des salariés âgés », *Revue*

française d'Économie, vol. XVIII, n° 1, pp. 157-177, et Quinzième Congrès des Économistes belges de Langue française, Commission n° 4, chapitre 10.

Dares (2007), « Le Contrat Nouvelles Embauches un an après », *Premières Synthèses*, mars, n° 09.1.

Duhautois R. (2005), « Les déterminants de l'ancienneté dans les emplois », *mimeo*.

Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000), « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'Études*, n° 35, MES-Dares.

Givord P. et Maurin É. (2001), « Changes in Job Stability and their Causes : An Empirical Analysis Method Applied to France, 1982-2000 », Crest, *document de travail*, n° 2001-07.

Givord P. et Maurin É. (2004), « Changes in Job Security and their Causes : An Empirical Analysis for France, 1982-2002 », *European Economic Review*, vol. 48, n° 3, pp. 595-615.

Gonzalez L. (2002), « L'incidence du recours à l'intérim sur la mesure de la productivité du travail des branches industrielles », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 103-136.

Goux D. et Maurin É. (2000), « Labour Market Institutions and Job Stability. A Firm-Level Analysis of Layoff Risk for High and Low-

Seniority Workers », Crest, *document de travail*, n° 2000-29.

Griliches Z. et Mairesse J. (1997), « Production Functions : the Search for Identification », Crest, *document de travail*, n° 1997-30.

Hellerstein J.K., Neumark D. et Troske K. R. (1999), « Wages, Productivity and Worker Characteristics : Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n° 3, pp. 409-446.

L'Horty Y. (2003), « Instabilité de l'emploi : quelle rupture de tendance ? », *contribution au séminaire « L'évolution de l'instabilité de l'emploi »*, Cerc, 6 novembre 2003.

Leclair M. et Roux S. (2006), « Les emplois de courte durée dans les entreprises », *Données Sociales. La société française*, pp. 245-253.

Maurin É. (2000), « Les contrats à durée déterminée et les coûts de licenciement nuisent-ils à l'embauche stable ? », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 57, pp. 267-291

de Nanteuil M. (2002), « Vers de nouvelles formes de vulnérabilité sociale ? Réflexion sur les rapports entre flexibilité et précarité », *Travail et Emploi*, n° 89, pp. 65-80.

Neumark V. (2000), « Changes in Job Stability and Job Security : a Collective Effort to Untangle, Reconcile, and Interpret the Evidence », *NBER Working Papers*, n° 7472.

Smith V. (1997), « New Forms of Work Organization », *Annual Review of Sociology*, vol. 23, pp. 315-339.

UNE AUTRE SOURCE POUR EXAMINER LES EMPLOIS DE COURTE DURÉE : LES DMMO

On aimerait connaître les raisons de la faible durée des emplois : s'agit-il de fins de CDD, de licenciements (pour motif personnel, économique), de démissions, de fins de période d'essai ? Les DADS ne nous donnent aucune information sur ce point. Cependant, les DMMO (*Déclarations mensuelles des Mouvements de Main-d'œuvre*) renseignent sur le motif de sortie de l'entreprise pour tous les salariés employés dans des établissements de plus de 50 salariés. En s'appuyant sur cette source, on peut savoir si le travail instable est avant tout volontaire de la part du salarié (il démissionne) ou involontaire (l'entreprise le licencie).

Les sorties d'emploi peuvent être classées en fonction de l'ancienneté des individus et du motif de la sortie de l'emploi en 1999 (cf. tableau ci-dessous). Pour les salariés employés depuis moins de 12 mois dans l'en-

treprise, la raison principale de sortie est la fin d'un contrat à durée déterminée (pour 79,3 % d'entre eux). Les autres motifs sont beaucoup moins représentés : 9,4 % des sorties de travailleurs à faible ancienneté sont dues à une démission et 4,2 % à une fin de période d'essai. Les licenciements (pour motif économique ou personnel) ne représentent pas plus de 1,4 % de ces sorties.

La faible durée des emplois semble ainsi essentiellement générée par le recours au CDD. Celui-ci est d'autant plus fréquent dans les causes de sortie que l'ancienneté est faible (l'explication est évidemment légale, un CDD ne peut pas durer plus de 18 mois). En revanche, plus l'ancienneté du salarié est grande, plus il a de chances de sortir de l'entreprise par une démission ou par un licenciement (pour motif personnel ou économique).

Nature de la sortie de l'emploi en 1999 selon l'ancienneté dans l'entreprise, selon les DMMO

En %

Nature de la sortie	Ancienneté					
	Moins d'1 mois	Entre 1 et 3 mois	Entre 3 et 6 mois	Entre 6 et 12 mois	Moins de 12 mois	Plus de 12 mois
Démission	8,1	12,1	17,2	25,9	9,4	30,2
Fin de période d'essai	5,25	3,3	1,5	0,5	4,2	0,1
Fin de CDD	81,7	77,4	68,8	52,5	79,3	9,1
Licenciement économique	0,1	0,2	0,3	0,8	0,15	7,6
Autre licenciement	0,5	1,5	3,7	6,8	1,3	13,2
Départ à la retraite	0,05	0,2	0,5	0,8	0,2	11,8
Service national		0,05	0,1	0,2	0,05	0,2
Sortie en transfert	0,7	1,7	3,4	6,5	1,4	18,7
Sortie « autre »	0,7	0,8	1,4	2,8	1	5,9
Sortie indéterminée	2,9	2,75	3,1	3,2	3	3,2
	100	100	100	100	100	100

Lecture : 8,1 % des sorties de salariés ayant moins d'un mois d'ancienneté se font par démission du salarié.

Champ : DMMO, entreprises de plus de 50 salariés.

Source : DMMO, 1999.

SENSIBILITÉ AU CHAMP RETENU

Part des heures travaillées en 1999 par des salariés occupant des emplois instables selon que l'entreprise est ou non pérenne

L'entreprise existait-elle en 1998 ?	L'entreprise survit-elle en 2000 ?	Nombre d'entreprises	Instables en 1999 (%)		Permanents de faible ancienneté (%)	
			Proportion de la catégorie	Contribution aux emplois instables	Proportion de la catégorie	Contribution aux emplois permanents de faible ancienneté
Oui	Oui	403 832	16,3	76,2	12,4	85,7
	Non	42 552	33,1	11,5	8,0	4,1
Non	Oui	45 266	51,7	10,7	32,0	9,9
	Non	8 689	72,8	1,6	10,5	0,3
Toutes confondues			19,1	100	12,9	100

Lecture : en 1999, 16,3 % des heures travaillées dans des entreprises de l'industrie qui existaient en 1998, 1999 et 2000 l'étaient par des salariés occupant des emplois instables.

En 1999, 76,2 % des heures effectuées par des salariés occupant des emplois instables les sont par des salariés employés par des entreprises qui existaient en 1998, 1999 et 2000.

Champ : ensemble des entreprises,

1^{re} ligne : entreprises présentes en 1998, 1999 et 2000.

2^e ligne : entreprises présentes dans les DADS en 1999 et 1998 mais pas en 2000.

3^e ligne : entreprises présentes en 1999 et 2000 mais pas en 1998.

4^e ligne : entreprises présentes en 1999 mais pas en 1998 et 2000.

Source : DADS 1998, 1999, 2000.

**ESTIMATIONS DE LA CONTRIBUTION À LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE
DU TRAVAIL DE COURTE DURÉE ET DE DÉBUTANT
RELATIVEMENT À CELLE DES SALARIÉS FORMÉS
ÉQUATION (2) DE L'ENCADRÉ 3 ESTIMÉE EN DIFFÉRENCES LONGUES
SANS INSTRUMENTER ET PAR GMM : RÉSULTATS DÉTAILLÉS**

Tableau A

Estimation en différences longues de l'équation de production (2) de l'encadré 3 (cf. tableau 3-B)

Différences longues : 1995- 2000	Industrie		Construction		Commerce		Services	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	0,08	0,01	0,12	0,00	0,04	0,00	0,09	0,00
Logarithme du capital	0,21	0,00	0,14	0,00	0,19	0,00	0,19	0,00
Logarithme du nombre d'heures	0,56	0,00	0,60	0,00	0,48	0,00	0,55	0,00
Part du travail de courte durée	- 0,02	0,01	- 0,02	0,01	- 0,03	0,01	- 0,00	0,01
Part du travail permanent de faible ancienneté	0,06	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01	- 0,00	0,01
Part du travail expérimenté	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Indicatrice de passage aux 35 heures	0,02	0,00	0,01	0,01	0,04	0,00	0,03	0,00
Recours au temps partiel								
Temps complet	- 0,12	0,01	- 0,15	0,01	- 0,09	0,01	- 0,08	0,01
<i>Temps partiel</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Structure de la main-d'œuvre par âge								
Moins de 25 ans	0,02	0,02	- 0,04	0,02	- 0,01	0,01	0,01	0,01
Entre 26 et 35 ans	0,07	0,01	0,03	0,01	0,04	0,01	0,07	0,01
Entre 35 et 50 ans	0,04	0,01	0,03	0,01	0,03	0,01	0,04	0,01
<i>Plus de 50 ans</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Structure de la main-d'œuvre par qualification								
<i>Stagiaires</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Non qualifiés	0,34	0,03	0,32	0,02	0,27	0,01	0,38	0,02
Qualifiés	0,34	0,03	0,35	0,02	0,30	0,01	0,36	0,02
Très qualifiés	0,33	0,03	0,25	0,03	0,25	0,01	0,39	0,02
Structure de la main-d'œuvre par sexe								
Femmes	- 0,07	0,02	- 0,10	0,02	- 0,05	0,01	- 0,03	0,01
<i>Hommes</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Nombre d'observations	44 575		24 881		79 969		53 213	
R2	0,41		0,48		0,33		0,43	

Lecture : les régressions incluent en outre, en tant que variables de contrôle, des indicatrices sectorielles au niveau NES14.

Champ : entreprises du secteur privé, hors services opérationnels et activités financières et immobilières, panel cylindré 1994-2000. Le nombre d'observations reportées correspond au nombre d'entreprises multiplié par le nombre de périodes sur lesquelles sont effectuées les estimations.

Source : DADS-BRN, 1994 - 2000.

Tableau B
Estimation par GMM de l'équation de production (2) de l'encadré 3 (cf. tableau 3-B)

Méthode des moments généralisés	Industrie		Construction		Commerce		Services	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	0,04	0,01	0,14	0,01	0,10	0,01	0,06	0,01
Logarithme du capital	0,15	0,02	0,07	0,02	0,14	0,02	0,17	0,02
Logarithme du nombre d'heures	0,73	0,05	0,82	0,07	0,71	0,06	0,59	0,09
Part du travail de courte durée	- 0,02	0,10	0,12	0,10	0,03	0,08	- 0,07	0,11
Part du travail permanent de faible ancienneté	- 0,16	0,08	- 0,01	0,09	- 0,30	0,08	- 0,35	0,12
Part du travail expérimenté	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Indicatrice de passage aux 35 heures	0,01	0,01	0,01	0,01	0,03	0,01	0,02	0,02
Recours au temps partiel								
Temps complet	0,23	0,10	0,00	0,16	0,03	0,06	- 0,43	0,13
Temps partiel	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Structure de la main-d'œuvre par âge								
Moins de 25 ans	- 0,68	0,10	- 0,22	0,10	- 0,13	0,09	- 0,87	0,15
Entre 26 et 35 ans	- 0,39	0,07	- 0,21	0,07	- 0,21	0,05	- 0,48	0,08
Entre 35 et 50 ans	- 0,13	0,04	- 0,08	0,05	- 0,04	0,03	- 0,15	0,04
Plus de 50 ans	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Structure de la main-d'œuvre par qualification								
Stagiaires	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Non qualifiés	2,81	0,57	0,98	0,34	3,72	0,45	4,60	0,93
Qualifiés	2,58	0,54	0,92	0,32	3,22	0,39	4,63	0,93
Très qualifiés	2,28	0,56	0,72	0,37	3,00	0,41	4,35	0,92
Structure de la main-d'œuvre par sexe								
Femmes	- 0,08	0,12	- 0,38	0,16	- 0,37	0,08	- 0,10	0,11
Hommes	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Différence entre travail de courte durée et permanent de faible ancienneté								
(les débutants)	0,14		0,13		0,33		0,28	
Student	1,13		1,26		3,74		2,68	
Nombre d'observations	44 261		24 706		79 557		53 025	
Statistique de Sargan	3,48		13,63		17,06		8,50	
Statistique de test	0,63		0,02		0,00		0,13	

Lecture : dans le secteur de l'industrie, la statistique de Sargan est égale à 3,48. Sous l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle, cette statistique suit une loi du χ^2 dont le nombre de degrés de liberté égal à la différence entre le nombre d'instruments et de variables endogènes, soit ici 5. La statistique de test correspond à la probabilité qu'une variable tirée dans une loi du χ^2 à 5 degrés de liberté soit supérieure à 3,48. Cette probabilité est ici de 63 %, ce qui est une probabilité relativement fréquente. L'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle n'est donc pas ici rejetée. Au contraire, dans le secteur de la construction, la statistique de Sargan est élevée, égale à 13,63, ce qui correspond à une probabilité d'occurrence dans la loi du χ^2 de 2 %. Cette probabilité est trop faible pour que la valeur de la statistique soit considérée comme compatible avec l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle, celle-ci est donc rejetée dans le secteur de la construction.

Instruments : en 1994, le logarithme du nombre d'heures, le logarithme du capital, la part de travail de courte durée et de débutant, la structure de la main-d'œuvre par âge, qualification, sexe, le degré de recours au temps partiel, le secteur au niveau NES36, la part de l'intérim et de la sous-traitance, des indicateurs de variabilité de la valeur ajoutée et de l'effectif entre 1984 et 1993 (cf. tableau 2, estimation de la part de travail de courte durée).

Les régressions incluent en outre, en tant que variables de contrôle, des indicatrices sectorielles au niveau NES14.

Champ : entreprises du secteur privé, hors services opérationnels et activités financières et immobilières, panel cylindré 1994-2000. Le nombre d'observations reportées correspond au nombre d'entreprises multiplié par le nombre de périodes sur lesquelles sont effectuées les estimations.

Source : DADS-BRN, 1994 - 2000.

**ESTIMATIONS DE LA CONTRIBUTION AU COÛT HORAIRE
DU TRAVAIL DE COURTE DURÉE ET DE DÉBUTANT
RELATIVEMENT À CELLE DES SALARIÉS FORMÉS
ÉQUATION (3) DU TEXTE ESTIMÉE EN DIFFÉRENCES LONGUES
SANS INSTRUMENTER ET PAR GMM : RÉSULTAT DÉTAILLÉS**

Tableau A

Estimation en différences longues de l'équation de coût (3) du texte (cf. tableau 4-B)

Différences longues : 1995-2000	Industrie		Construction		Commerce		Services	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	0,11	0,01	0,13	0,00	0,12	0,00	0,11	0,00
Part du travail de courte durée	- 0,03	0,00	- 0,02	0,01	- 0,03	0,00	- 0,02	0,00
Part du travail permanent de faible ancienneté	- 0,08	0,00	- 0,04	0,01	- 0,09	0,00	- 0,06	0,00
Part du travail expérimenté	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Indicatrice de passage aux 35 heures	- 0,06	0,00	- 0,08	0,00	- 0,05	0,00	- 0,05	0,00
Recours au temps partiel								
Part des travailleurs à temps complet	- 0,05	0,01	- 0,12	0,01	- 0,01	0,00	- 0,02	0,00
Part des travailleurs à temps partiel	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Structure de la main-d'œuvre par âge								
Moins de 25 ans	- 0,27	0,01	- 0,23	0,01	- 0,28	0,01	- 0,28	0,01
Entre 26 et 35 ans	- 0,11	0,01	- 0,06	0,01	- 0,11	0,00	- 0,14	0,01
Entre 35 et 50 ans	- 0,03	0,00	- 0,01	0,01	- 0,02	0,00	- 0,02	0,00
Plus de 50 ans	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Structure de la main-d'œuvre par qualification								
Stagiaires	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Non qualifiés	0,37	0,01	0,38	0,02	0,31	0,01	0,35	0,01
Qualifiés	0,43	0,01	0,44	0,01	0,34	0,01	0,39	0,01
Très qualifiés	0,68	0,01	0,71	0,02	0,54	0,01	0,60	0,01
Structure de la main-d'œuvre par sexe								
Femmes	- 0,11	0,01	- 0,08	0,01	- 0,11	0,00	- 0,13	0,01
Hommes	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Nombre d'observations	47 700		26 001		85 680		59 283	
R2	0,18		0,19		0,19		0,15	

Lecture : les régressions incluent en outre, en tant que variables de contrôle, des indicatrices sectorielles au niveau NES14.

Champ : entreprises du secteur privé, hors services opérationnels et activités financières et immobilières, panel cylindré 1994-2000. Le nombre d'observations reportées correspond au nombre d'entreprises multiplié par le nombre de périodes sur lesquelles sont effectuées les estimations.

Source : DADS-BRN, 1994 - 2000.

Tableau B

Estimation par GMM de l'équation de coût (3) du texte (cf. tableau 4-B)

Méthode des moments généralisés	Industrie		Construction		Commerce		Services	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	0,04	0,03	0,11	0,02	0,10	0,02	0,12	0,01
Part du travail de courte durée	- 0,24	0,08	- 0,09	0,06	- 0,16	0,04	- 0,15	0,06
Part du travail permanent de faible ancienneté	- 0,23	0,04	- 0,06	0,03	- 0,33	0,02	- 0,29	0,06
Part du travail expérimenté	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Indicatrice de passage aux 35 heures	0,46	0,08	0,42	0,09	0,56	0,04	0,68	0,08
Recours au temps partiel								
Temps complet	- 0,27	0,06	- 0,15	0,09	- 0,28	0,12	- 0,28	0,06
<i>Temps partiel</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Structure de la main-d'œuvre par âge								
Moins de 25 ans	0,05	0,07	- 0,06	0,08	0,06	0,04	- 0,01	0,07
Entre 26 et 35 ans	- 0,02	0,17	- 0,25	0,05	- 0,24	0,07	0,03	0,28
Entre 35 et 50 ans	- 0,04	0,07	- 0,15	0,03	- 0,08	0,04	- 0,08	0,10
<i>Plus de 50 ans</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Structure de la main-d'œuvre par qualification								
<i>Stagiaires</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Non qualifiés	0,02	0,04	- 0,07	0,02	0,00	0,02	0,01	0,04
Qualifiés	- 1,31	1,13	0,30	0,22	0,00	0,32	- 2,00	1,35
Très qualifiés	- 1,22	1,09	0,34	0,20	0,26	0,29	- 1,79	1,42
Structure de la main-d'œuvre par sexe								
Femmes	- 1,07	1,13	0,79	0,22	0,41	0,25	- 1,56	1,38
<i>Hommes</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Différence entre travail de courte durée et permanent de faible ancienneté								
(les débutants)	- 0,01		- 0,03		0,17		0,14	
Student	- 0,17		- 0,53		3,99		2,48	
Nombre d'observations	47 697		25 911		85 614		59 565	
Statistique de Sargan	4,92		5,72		33,80		13,86	
Statistique de test	0,43		0,33		0,00		0,02	

Lecture : cf. tableau B, annexe 3.

Instruments : en 1994, la part du travail de courte durée et de débutant, la structure par âge, qualification, sexe et temps partiel, le secteur au niveau NES36, la part de l'intérim et de la sous-traitance, des indicateurs de variabilité de la valeur ajoutée et de l'effectif entre 1984 et 1993 (cf. tableau 2, estimation de la part de travail de courte durée).

Les régressions incluent en outre, en tant que variables de contrôle, des indicatrices sectorielles au niveau NES14.

Champ : entreprises du secteur privé, hors services opérationnels et activités financières et immobilières, panel cylindré 1994-2000. Le nombre d'observations reportées correspond au nombre d'entreprises multiplié par le nombre de périodes sur lesquelles sont effectuées les estimations.

Source : DADS-BRN, 1994 - 2000.