

Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 : l'impact des politiques d'emploi

Pierre-Olivier Beffy et Nathalie Fourcade*

Au début des années 1990, la productivité du travail s'est infléchie en France. Le taux de croissance annuel de la productivité par salarié dans le secteur marchand non agricole a décliné de 2 % par an sur la période 1982-1992 à 0,7 % sur la période 1993-2002. Ce ralentissement s'est traduit par un enrichissement apparent de la croissance en emploi de 1 600 000 personnes entre 1993 et 2002, localisé essentiellement dans les secteurs des services. De nombreux travaux ont été menés sur ce sujet, sur données micro ou macroéconomiques, sans qu'aucun d'eux ne puisse prétendre rendre compte du phénomène de manière entièrement satisfaisante.

La baisse des gains de productivité du travail en France est analysée ici à partir de données macroéconomiques trimestrielles portant sur le secteur marchand non agricole. Une équation d'emploi est estimée en s'attachant aux déterminants de long terme. Plusieurs variables permettent de rendre compte de la baisse des gains de productivité : évolution de la durée du travail, coût du travail et coût relatif des facteurs de production – capital, travail qualifié et peu qualifié –, part dans l'emploi des travailleurs à temps partiel. Les équations sont estimées pour l'ensemble du secteur marchand non agricole, puis, de manière séparée, pour les branches manufacturière et non manufacturière, afin de prendre en compte la forte croissance de l'emploi dans les services.

La réduction de la durée travaillée et celle du coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié ont contribué à la baisse des gains de productivité du travail. Ils se sont vraisemblablement accompagnés d'un ralentissement de la productivité tendancielle.

** Pierre-Olivier Beffy appartient à l'OCDE et Nathalie Fourcade à la Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique (DGTPÉ). Au moment de la rédaction de cet article, les auteurs faisaient partie de la division Croissance et politiques macroéconomiques de l'Insee. Cet article n'engage que ses auteurs : il ne reflète pas la position de l'Insee, de l'OCDE ou de la DGTPÉ.*

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

Les auteurs remercient Hélène Baron et Ronan Mahieu qui ont participé à une version antérieure de cet article, Didier Blanchet, Nicolas Carnot, Benjamin Delozier, Eric Dubois, Stéphane Gregoir, Selma Mahfouz et Paul-Emmanuel Piel pour leur assistance et leurs commentaires, ainsi que les deux rapporteurs anonymes d'Économie et Statistique pour leurs précieuses remarques. Ils ont également bénéficié des réflexions du groupe de travail Dares-DPAE-Insee sur l'emploi. Les erreurs qui subsisteraient leur sont entièrement imputables.

Au début des années 1990, la productivité du travail s'est infléchiée en France. Le taux de croissance annuel de la productivité par salarié dans le secteur marchand non agricole (SMNA) est passé de 2 % par an sur la période 1982-1992 à 0,7 % par an sur la période 1993-2002 (1). Ce ralentissement s'est traduit par un enrichissement apparent de la croissance en emploi de 1 600 000 personnes entre 1993 et 2002, localisé essentiellement dans les secteurs des services (Lerais, 2001). De nombreux travaux ont été menés sur ce sujet, à partir de données micro ou macroéconomiques, sans qu'aucun ne puisse prétendre rendre compte du phénomène de manière entièrement satisfaisante. Si les études microéconomiques permettent de décrire cet infléchissement de manière fine, en tenant compte des comportements hétérogènes des firmes, des salariés et des secteurs, les études macroéconomiques ont un intérêt pratique : les équations d'emploi agrégées fournissent en effet des coefficients facilement interprétables, et s'insèrent aisément dans les modèles macroéconométriques utilisés par de nombreux organismes pour faire des prévisions. C'est cette seconde optique qui est adoptée ici.

Plusieurs études ont tenté d'introduire dans les équations d'emploi macroéconomiques des variables explicatives de la baisse des gains de productivité telles que la variation de la durée travaillée ou l'impact des mesures favorables à l'emploi. Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) et Gonzalez-Demichel, Ménard et Nauze-Fichet (2000) ne parviennent à rendre compte que partiellement du phénomène. L'Horty et Rault (2002), utilisant des données de la base 1980 des comptes trimestriels français, montrent que la prise en compte des heures travaillées et du coût du travail permet un ajustement satisfaisant, mais leur période d'étude (1976-1996) ne couvre qu'une partie de la période correspondant au ralentissement de la productivité du travail, et l'équation estimée jusqu'en 1992 sous-estime l'emploi dans les secteurs non industriels entre 1993 et 1996. Dans ces conditions, la plupart des équations d'emploi macroéconomiques (par exemple celle de l'emploi non manufacturier dans le modèle MÉSANGE élaboré par la Direction de la Prévision et de l'Analyse Économique et l'Insee) modélisent le ralentissement de la productivité sous la forme d'une rupture de la tendance exogène de la productivité de long terme du travail. Une telle spécification permet un ajustement satisfaisant de l'équation aux données sur le passé, mais ne fournit aucun élément explicatif sur la baisse des gains de productivité. Elle ne donne donc pas d'indication

sur la manière de prolonger la tendance exogène de la productivité du travail dans le futur. C'est en quoi elle pose problème en prévision.

Le ralentissement de la productivité du travail en France est étudié ici à partir de données macroéconomiques trimestrielles portant sur le secteur marchand non agricole. On estime une équation d'emploi en s'attachant aux déterminants de long terme. Plusieurs variables permettent de rendre compte de la baisse des gains de productivité : évolution de la durée du travail, coût du travail et coût relatif des facteurs de production (capital, travail qualifié et peu qualifié), part dans l'emploi des travailleurs à temps partiel. Les équations sont estimées pour l'ensemble du secteur marchand non agricole, et, de manière séparée, pour les branches manufacturière et non manufacturière, le ralentissement de la productivité du travail concernant essentiellement les services. La réduction de la durée travaillée et celle du coût relatif du travail peu qualifié ont contribué à la baisse des gains de productivité. Ils se sont vraisemblablement accompagnés d'un ralentissement de la productivité tendancielle.

Un cadre explicatif du ralentissement de la productivité du travail

L'équation d'emploi utilisée dans cet article est une équation de demande de travail de la part des entreprises. Leur comportement résulte d'un programme d'optimisation classique dans les modèles macroéconométriques, décrit dans l'encadré 1. On suppose qu'il existe trois facteurs de production substituables : le capital, le travail non qualifié et le travail qualifié. Dans ce cadre, le volume d'emploi dépend du niveau d'activité, de la productivité tendancielle du travail, de sa durée, de son coût moyen, ainsi que du coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié.

Les variables retenues et le champ de l'étude

Les graphiques montrant l'évolution des variables utilisées et qui ont valeur d'illustration générale sur la période sont regroupés annexe 3.

1. Le secteur marchand non agricole (SMNA) désigne les branches EB à EP selon la nomenclature NES. Le secteur manufacturier regroupe les branches EC à EF, soit les industries automobile, des biens de consommation, des biens d'équipement et intermédiaires. Le secteur non manufacturier contient les autres branches du champ EB-EP.

Encadré 1

UN MODÈLE POUR EXPLIQUER LA BAISSÉ DES GAINS DE PRODUCTIVITÉ DU TRAVAIL

On considère n firmes en concurrence monopolistique. Leurs fonctions de production sont identiques, de type CES, avec trois facteurs de production : capital, travail qualifié et travail peu qualifié. Les rendements d'échelle sont supposés constants.

Pour chaque entreprise i , la fonction de production s'écrit :

$$Y_i = [a_1 K_i^{1-1/\sigma} + a_2 (E_{q,i} L_{q,i} H_{q,i}^\alpha)^{1-1/\sigma} + (1-a_1-a_2) (E_{nq,i} L_{nq,i} H_{nq,i}^\alpha)^{1-1/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

Y , K , L_q , L_{nq} représentent, respectivement, la valeur ajoutée, le stock de capital, l'emploi qualifié et peu qualifié mesurés en nombres d'équivalents temps-plein (ETP).

H représente la durée moyenne du travail et α mesure l'impact de la variation de cette durée sur la productivité du travail.

a_1 et a_2 sont des coefficients positifs dont la somme est inférieure à 1.

σ caractérise l'élasticité de substitution entre facteurs de production, supposée identique entre chaque facteur. On peut aussi supposer que le travail peu qualifié est plus substituable que le travail qualifié au capital, mais cela ne change pas la forme théorique de l'équation d'emploi finale.

Enfin, E représente le progrès technique associé aux deux types de travail (cette productivité de long terme des heures travaillées est encore appelée efficacité du travail).

Les fonctions de production agrégées permettent trois spécifications différentes pour le progrès technique : celui-ci peut être neutre au sens de Harrod, de Hicks ou de Solow. Ici, le progrès technique est neutre au sens de Harrod, c'est-à-dire qu'il améliore l'efficacité du travail. Il s'agit d'une hypothèse habituelle, notamment dans le cadre des théories de la croissance. En effet, la neutralité au sens de Hicks, qui suppose que le progrès technique améliore de la même manière l'efficacité productive du capital et du travail, implique une intensité capitaliste constante. Or, on observe plutôt une augmentation de l'intensité capitaliste au cours du processus de croissance. La neutralité au sens de Solow indique qu'à capital donné, l'efficacité du travail ne change pas : elle est très rarement utilisée.

La demande adressée à chaque entreprise s'écrit :

$$Y_i = \frac{Y}{n} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\eta}$$

avec Y la production totale, n le nombre d'entreprises, P_i le prix de l'entreprise i et P le niveau général des prix. η est l'élasticité de substitution entre les différents biens pour le consommateur représentatif.

Une équation d'emploi de long terme

À l'équilibre symétrique, la demande de travail agrégée est définie par la relation (le détail des calculs figure en annexe 1) :

$$L = Y \left\{ \frac{1}{E_q H_q^\alpha} \left[\frac{a_2 E_q H_q^\alpha P}{W_q} \left(1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma + \frac{1}{E_{nq} H_{nq}^\alpha} \left[\frac{(1-a_1-a_2) E_{nq} H_{nq}^\alpha P}{W_{nq}} \left(1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma \right\}$$

avec W_q et W_{nq} le coût horaire du travail qualifié et peu qualifié par équivalent temps-plein. On peut remarquer que le coût relatif du travail par rapport au capital n'intervient pas dans la solution du problème en concurrence monopolistique. La résolution complète du modèle permet néanmoins de faire apparaître une frontière des prix des facteurs. Le prix de valeur ajoutée constitue le nominal. C'est à travers la détermination de ce prix que le coût du capital a un impact sur la demande de travail. Pour obtenir un coût relatif du travail par rapport au capital dans la demande de travail, il est possible de calculer un équilibre à prix fixe : dans ce cas, la minimisation des coûts à fonction de production donnée entraîne la prise en compte d'un des coûts des facteurs comme nominal. Un tel type d'équilibre semble toutefois moins réaliste.

Par la suite, on écrit en minuscule le logarithme des variables utilisées.

La log-linéarisation de cette relation par rapport à un sentier de croissance équilibrée conduit à la demande de long terme de travail suivante :

$$l = y - (1-\sigma)e - \alpha(1-\sigma) h - \sigma(w-p) - \theta(w_{nq} - w_q) + cte \quad (1)$$

où w et e représentent le logarithme du coût horaire moyen du travail et de l'efficacité moyenne. θ est une constante définie par les différents paramètres du modèle. Elle est positive si le coût du travail qualifié est supérieur à celui du travail peu qualifié sur le sentier de croissance équilibrée, ce qui paraît une hypothèse logique.

Durée du travail, coût du travail et productivité du travail

De manière équivalente, l'équation (1) s'écrit sous la forme d'une équation de productivité :

$$y - l = (1-\sigma)e + \alpha(1-\sigma) h + \sigma(w-p) + \theta(w_{nq} - w_q) - cte$$

Ainsi, les variables pertinentes pour l'étude du ralentissement de la productivité du travail sont, outre la tendance exogène, la durée du travail, le coût moyen du travail, ainsi que le coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié. →

L'analyse porte sur l'ensemble du secteur marchand non agricole. En effet, si une approche désagrégée par branche permettrait de prendre en compte le fait que le ralentissement de la productivité concerne principalement certaines branches des services, les données par branche de la comptabilité nationale apparaissent moins fiables que les données agrégées en raison des difficultés liées à la ventilation entre branches de variables telles que les consommations intermédiaires ou l'intérim (Gonzalez, 2002). C'est pourquoi on retient un faible niveau de désagrégation, et les commentaires portent sur le secteur marchand non agricole dans son ensemble. Sauf mention contraire, les variables utilisées peuvent être calculées pour l'ensemble du secteur marchand non agricole, ou seulement sur les branches manufacturière et non manufacturière. Pour le volume et le prix de la valeur ajoutée, ainsi que pour l'emploi et les salaires toutes qualifications confondues, les variables utilisées sont celles des comptes nationaux trimestriels publiés en juin 2003 selon le Système européen des comptes (SEC 95).

Une mesure de l'emploi en équivalents temps-plein...

L'emploi est mesuré en nombre d'équivalents temps-plein (ETP), de manière à prendre en compte le développement du temps partiel. Les données de la comptabilité nationale ne permettent pas d'isoler la valeur ajoutée des entreprises individuelles de celle des sociétés pour le secteur marchand non agricole. On retient donc

comme mesure de la valeur ajoutée celle de l'ensemble de ces agents. Par souci de cohérence, le volume d'emploi inclut les travailleurs indépendants. La plupart des équations macroéconomiques mettent en regard la valeur ajoutée, y compris celle des entreprises individuelles, et les seuls effectifs salariés (c'est, par exemple, le cas des équations du modèle MÉSANGE). Cette approximation est susceptible d'introduire un biais à la baisse de la productivité apparente du travail, du fait de la tendance à la transformation d'emplois indépendants en emplois salariés depuis plusieurs décennies. En effet, l'emploi salarié croît plus vite que l'ensemble de l'emploi salarié et non salarié, l'écart entre les deux tendances semblant se creuser au début des années 1990 (cf. graphique B annexe 3).

Les évolutions de la productivité apparente du travail résultent de celles de la valeur ajoutée et de l'emploi. Son ralentissement au début des années 1990 concerne uniquement les branches non manufacturières (cf. graphique C annexe 3).

... et une durée du travail en durée hebdomadaire d'un temps complet

De manière cohérente avec une mesure du volume d'emploi en nombre d'équivalents temps-plein, la variable de durée du travail, H , représente la durée hebdomadaire d'un temps complet. On suppose qu'elle est identique pour les qualifiés et les peu qualifiés, et pour les salariés et les travailleurs indépendants. Ici on utilise une série construite à partir de plusieurs

Encadré 1 (suite)

L'impact des variations de la durée travaillée sur la productivité du travail dépend du paramètre α , dont on peut raisonnablement penser qu'il est compris dans l'intervalle $[0, 1]$. On peut en effet supposer que la productivité du travail dépend positivement de sa durée. Si $\alpha = 1$ la productivité horaire est indépendante de la durée, et les baisses de cette dernière se répercutent totalement en baisse de la productivité totale. Si $\alpha = 0$ la durée travaillée n'a pas d'impact sur la productivité totale : les variations de la durée sont entièrement compensées par celles de la productivité horaire. Dans le cas où α est strictement positif, la réduction de la durée du temps plein, en particulier en lien avec la réduction du temps de travail (RTT), peut être un élément d'explication de la baisse des gains de productivité par équivalent temps-plein.

La productivité du travail dépend positivement du coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié. Les travailleurs peu qualifiés sont, en effet, suppo-

sés moins productifs que les qualifiés. Lorsque leur coût relatif diminue, le travail peu qualifié se substitue au travail qualifié, ce qui se traduit par une baisse de la productivité du travail agrégée. Les différentes mesures mises en œuvre depuis 1992 afin de réduire le coût du travail peu qualifié ont ainsi pu contribuer au ralentissement de la productivité du travail (cf. annexe 2). La rupture, remarquable au cours des années 1990, de la tendance baissière de la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total semble militer en faveur de cet argument. Une modélisation alternative consisterait à imbriquer deux fonctions CES afin de rendre le travail qualifié plus complémentaire que le travail peu qualifié au capital. Au niveau d'approximation auquel on se place, cela ne change rien à la forme de l'équation d'emploi utilisée.

Enfin, une partie de la baisse des gains de productivité peut provenir d'un infléchissement des gains tendanciels – ici exogènes – de productivité du travail.

enquêtes de la Dares, dont l'enquête trimestrielle *Acemo* (2) portant sur les entreprises de plus de 10 salariés, et une enquête annuelle sur les entreprises de moins de 10 salariés. Une troisième enquête de la Dares permet de tenir compte de la modification des règles de décompte des heures travaillées – prise en compte des temps de pause par exemple – lors du passage aux 35 heures.

Cette série ne remonte que jusqu'en 1993. Dans un premier temps, elle a été réropolée sur la base de la seule série *Acemo* limitée aux entreprises de plus de 10 salariés, sans correction de champ. Sur cette période, la série est relativement plate, la seule variation de durée étant celle liée au passage à 39 heures en 1983 et au début 1984, sans impact économétrique significatif. Pour les résultats qui suivent, on a finalement retenu la solution la plus simple consistant à considérer la durée du travail fixe avant 1996, date du début du processus de réduction du temps de travail. Plus précisément, comme on travaille en écart à la durée de 1996, cela consiste à retenir une série *H* nulle avant cette date, et égale à l'écart à la durée de 1996 après cette date.

Un indicateur du coût relatif de l'emploi non qualifié

Le coût du Smic constitue un indicateur possible du coût de l'emploi peu qualifié, mais cet indicateur est imparfait : d'une part, tous les emplois peu qualifiés ne sont pas rémunérés au Smic ; d'autre part, le montant maximum de salaire ouvrant droit à des allègements de charges a considérablement varié au cours de la période de montée en puissance des allègements sur les bas salaires. L'incidence de ces allègements est donc plutôt évaluée en repartant d'une distribution complète des niveaux de salaire superbrut (3). La distribution de référence est donnée par les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) de l'année 1996, qui correspond à peu près au milieu de la période sur laquelle les allègements de charges ont pu avoir un rôle significatif, c'est-à-dire à partir de 1993 (4). C'est à cette distribution que sont appliquées les évolutions des salaires et des barèmes de charges pour construire un indicateur trimestriel de coût relatif de l'emploi non qualifié, qui tient compte des cotisations employeur et employé.

Cet indicateur appelle plusieurs précautions. D'une part, il néglige les mesures spécifiques de

baisse de coût du travail – par exemple l'exonération de cotisations pour l'embauche d'un premier salarié – au motif, *a priori* raisonnable, que leur impact global est sans doute modeste : contrairement aux mesures générales, elles existent depuis longtemps et sont moins susceptibles d'expliquer un ralentissement de la productivité au cours des années 1990. D'autre part, on suppose que le taux de recours aux mesures générales – allègements sur les bas salaires et abattement pour temps partiel – est de 100 %. Cette hypothèse est particulièrement délicate s'agissant de l'abattement pour temps partiel dont plusieurs études indiquent que le taux de recours n'a jamais dépassé 50 % (Dares, 2004).

Le coût du capital peut aussi être un déterminant de l'emploi

Outre les variables présentes explicitement dans l'équation (1) de l'encadré 1, on teste le pouvoir explicatif d'autres variables utilisées dans des études antérieures sur le ralentissement de la productivité du travail (cf. encadré 2). L'introduction de ces variables, non justifiée dans le cadre du modèle théorique retenu, permet cependant de vérifier sa pertinence.

L'une de ces variables est le coût nominal du capital. Il est calculé selon la formule de Jorgenson (5). Le coût réel du capital est obtenu en utilisant comme déflateur le prix de la valeur ajoutée du secteur marchand non agricole. Le graphique F en annexe 3 montre les évolutions du coût réel du capital et du coût relatif du capital par rapport au travail. Le coût du capital étant beaucoup plus variable que celui du travail, les évolutions de son coût relatif reflètent principalement ses propres évolutions (Dormont, 1997).

Cette variable pose d'importants problèmes de mesure : d'une part, les entreprises n'empruntent

2. Enquête sur l'Activité et les Conditions d'Emploi de la Main-d'Œuvre.

3. Le salaire superbrut représente le coût du travail pour l'employeur : il comprend les cotisations sociales employeur et employé.

4. Au sein du groupe des non-qualifiés, la part des plus bas salaires a augmenté au cours de la période d'allègements de charges. Ainsi, retenir la distribution de l'année 1993 reviendrait à surestimer le coût relatif des non-qualifiés sur toute la période, de même que retenir l'année 2000 reviendrait à le sous-estimer. On choisit le milieu de période afin d'obtenir la distribution la plus proche de la distribution moyenne.

5. $C_k = p_i * r_{10a} + tdec - (p_i / p_{i,t} - 1) * 100$

p_i , $tdec$ et r_{10a} représentent, respectivement, le déflateur de l'investissement des entreprises, le taux de déclassement annuel et le taux d'intérêt nominal sur les obligations d'État à 10 ans. Ce coût est supposé le même pour les branches manufacturière et non manufacturière.

pas au taux sur les obligations d'État à 10 ans. En particulier, le coût du crédit peut être bien supérieur pour les petites entreprises. D'autre part, l'évolution du prix des biens d'investissement peut être mal mesurée, en raison d'un effet qualité dans les secteurs où le progrès technique est rapide (principalement les nouvelles technologies de l'information et de la communication).

Il est resté à un niveau élevé au cours des années 1980, et a connu une baisse régulière à partir du début des années 1990. Le coût du capital apparaît comme un déterminant de l'emploi dans le cas d'un équilibre à prix fixes et son signe est alors positif. Dès lors, loin d'expliquer le ralentissement de la productivité, la baisse du coût du capital au cours des années 1990 peut, sous cer-

taines conditions, avoir entraîné une substitution de capital au travail, et donc une augmentation des gains de productivité apparente du travail.

Tenir compte de la quotité des temps partiels ?

Le taux de temps partiel est défini par : $txpart = (L_1 - L_7)/L_1$ où L_1 et L_7 représentent respectivement l'emploi par tête et par équivalent temps-plein (ces variables figurent dans les comptes nationaux trimestriels). Cette mesure diffère de l'indicateur usuel qui rapporte le nombre de salariés à temps partiel au nombre total de salariés. Elle est plus précise que ce dernier, puisqu'elle tient compte impli-

Encadré 2

L'APPROCHE MACROÉCONOMIQUE DE LA BAISSÉ DES GAINS DE PRODUCTIVITÉ DU TRAVAIL

L'équation (1) dans l'encadré 1 a été estimée, sous une forme plus ou moins restrictive, dans le cadre de plusieurs études, sans qu'aucune n'arrive à circonscrire de manière satisfaisante le phénomène de ralentissement de la productivité du travail.

Ainsi Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) montrent qu'il est difficile d'expliquer la totalité des créations d'emplois entre 1993 et 1995. On peut supposer que leur période d'estimation (1975-1993), trop courte, ne leur permet pas d'isoler la composante cyclique du ralentissement de la productivité au cours de ces deux années. L'Horty et Rault (2002) sont confrontés aux mêmes difficultés, puisqu'ils utilisent des données de la base 1980 des comptes trimestriels sur la période 1976-1996. Par ailleurs, leur équation estimée jusqu'en 1992 sous-estime l'emploi dans les secteurs non industriels entre 1993 et 1996. Gonzalez-Demichel, Ménard et Nauze-Fichet (2000) parviennent à un ajustement statistique satisfaisant, mais leur modélisation repose principalement sur une rupture exogène de la productivité du travail, de même que Lerais (2001).

La baisse de la durée du travail dans les années 1990 est prise en compte dans certains de ces travaux macroéconomiques. Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) estiment une équation d'emploi où le volume de travail est mesuré en nombre de salariés et les heures travaillées (1) apparaissent comme variable explicative. Dans le cas où le coefficient des heures est contraint à 1 en valeur absolue, la variable modélisée est le volume horaire d'emploi. L'estimation de ce coefficient dans une seconde étape fournit un coefficient non significatif. L'Horty et Rault (2002) adoptent la même démarche et obtiennent une élasticité des effectifs occupés à la durée beaucoup plus forte dans les secteurs non industriels, et surtout industriels, qu'au niveau agrégé. Dans ces deux études, la période

retenue ne permet pas de prendre en compte l'impact de la RTT. Enfin, Lerais (2001) choisit de contraindre à 1 le coefficient des heures travaillées.

Introduire une rupture dans la tendance de long terme de la productivité du travail permet de capter, de manière purement statistique, la baisse des gains de productivité au cours des années 1990. Celle-ci peut alors s'interpréter comme le résultat d'un ralentissement exogène du progrès technique. Lerais (2001) utilise pour cela une tendance linéaire de la productivité du travail. Le taux de croissance de la productivité du travail décroît continûment. Une telle équation ne peut donc être utile qu'à court terme, car elle implique un taux de croissance de la productivité du travail nul à long terme. Gonzalez-Demichel, Ménard et Nauze-Fichet (2000) utilisent une tendance coudée de la productivité de long terme du travail, son taux de croissance étant inférieur dans les années 1990 par rapport aux années 1980. Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) recourent à ces deux modélisations. Si elles permettent un ajustement satisfaisant de l'équation aux données sur le passé, ces spécifications ne fournissent aucun élément explicatif pour le ralentissement de la productivité, et ne donnent donc aucune indication sur la manière de prolonger la tendance exogène de la productivité du travail dans le futur. C'est pourquoi elles posent problème en prévision.

Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) ont tenté d'introduire des variables additionnelles expliquant la baisse des gains de productivité du travail : développement du temps partiel, évolution de la proportion de travailleurs qualifiés par rapport aux travailleurs peu qualifiés. On reprend ici cette démarche à l'aide des variables décrites *supra*.

1. Dans ce cas, la durée horaire prend également en compte le développement du temps partiel.

citement de la quotité moyenne des temps partiels qui évolue dans le temps. Introduire ce taux de temps partiel comme facteur explicatif de la baisse des gains de productivité du travail dans une équation où l'emploi est déjà modélisé en nombre d'équivalents temps-plein, revient à supposer que les travailleurs à temps partiel ont une productivité horaire inférieure à celle des travailleurs à temps plein, ce qui semble vraisemblable dans la mesure où le travail à temps partiel concerne majoritairement des personnes peu qualifiées. Cette part peut être considérée comme une variable explicative du ralentissement de la productivité étant donné que son taux de croissance augmente brutalement à partir de 1992. Toutefois, cette part ne constitue qu'un maillon intermédiaire dans la chaîne causale qui relie les politiques économiques à l'emploi. Dès lors, une variable représentative des allègements de cotisations dispose d'un pouvoir explicatif plus satisfaisant.

Les estimations permettent de retenir plusieurs facteurs explicatifs du ralentissement de la productivité du travail

Les évolutions de long terme de la productivité apparente du travail sont analysées en traitant les problèmes de cointégration car les variables de la régression ne sont pas stationnai-

res. Le modèle retenu permet de partir de l'*a priori* structurel de l'existence d'une seule relation de cointégration. Dans un premier temps, l'équation est estimée par la méthode de Stock et Watson (1993). Cette correction permet d'appliquer aux estimateurs des coefficients des variables explicatives les tests standard en économétrie : les statistiques de Student associées aux coefficients estimés suivent asymptotiquement une loi normale centrée réduite (cf. encadré 3). Dans un deuxième temps, on effectue des tests de stationnarité des résidus.

Pour des raisons de disponibilité des données, la période d'estimation commence au dernier trimestre de 1983, et se termine au quatrième trimestre de l'année 2000. Les résultats des estimations du long terme de l'équation pour le secteur marchand non agricole, manufacturier et non manufacturier, figurent dans le tableau 1. Comme indiqué précédemment, étant données les difficultés liées à la ventilation des agrégats macroéconomiques entre les branches, les estimations sur le champ le plus agrégé – le secteur marchand non agricole – semblent les plus fiables et feront l'objet des commentaires les plus développés. Les résultats pour les branches manufacturière et non manufacturière sont donnés à titre indicatif. De manière générale, on ne fait apparaître que les spécifications dont les fondements théoriques ont été explicités dans l'encadré 1 (équation (1)), et qui se sont avérées empiriquement les plus satisfaisantes. Les résultats relatifs aux

Encadré 3

LA MÉTHODE DE STOCK ET WATSON

Il s'agit d'une méthode permettant d'utiliser les statistiques de Student pour tester la significativité des coefficients d'une relation de cointégration. Soit (y_t, x_t) un vecteur de variables non stationnaires, cointégrées satisfaisant un système du type : y_t, x_t

$$\begin{cases} y_t = \beta x_t + e_t \\ x_t = x_{t-1} + h_t \end{cases} \quad \text{avec } e_t \text{ et } h_t \text{ deux vecteurs résiduels corrélés.}$$

Dans ce cas, les variables explicatives de la première équation sont corrélées avec le terme d'erreur e_t . Les estimateurs des moindres carrés ordinaires de β sont convergents (du fait de la non-stationnarité des variables), mais les statistiques de Student ne suivent pas des lois standard. Afin de corriger la corrélation entre les régresseurs et le terme d'erreur, il est possible d'isoler paramétriquement la projection de e_t sur h_t . Cette projection peut être écrite sous la forme d'une somme pondérée infinie des variations au premier

ordre de x_t et correspond à l'histoire passée et future du processus x_t . Cette forme compliquée peut être approximée par un polynôme de dimension finie.

C'est la solution envisagée par Stock et Watson. Les auteurs suggèrent d'estimer le modèle suivant :

$$\begin{cases} y_t = \beta x_t + \sum_{i=-p}^{i=p} \alpha_i \Delta x_{t+i} + \tilde{e}_t \\ x_t = x_{t-1} + h_t \end{cases}$$

$\sum_{i=-p}^{i=p} \alpha_i \Delta x_{t+i}$ représente une approximation de la projection de e_t sur l'histoire passée et future de h_t . Le terme d'erreur \tilde{e}_t devient alors, en première approximation, non corrélé avec les régresseurs. Dans ce cadre, les statistiques de Student tendent à suivre les lois standard pour un entier p assez grand.

autres spécifications pour le secteur marchand non agricole figurent en annexe 4.

L'élasticité de l'emploi au coût du travail et aux heures travaillées

Les variables de coût moyen et de coût relatif du travail ressortent de manière significative avec les signes attendus.

L'élasticité de l'emploi au coût du travail s'établit à une valeur comprise entre 17 % et 41 % selon les branches étudiées. Dans le cas d'une modélisation Cobb-Douglas (spécification retenue pour de nombreuses équations d'emploi), cette élasticité serait de 100 %. Dans le modèle NIGEM (6), l'élasticité est estimée sans *a priori* sur la forme de la fonction de production. Pour l'ensemble des pays, à l'exception de l'Espagne, l'élasticité est inférieure à 1 en valeur absolue. Les élasticités s'établissent, en moyenne, à 50 % pour les pays de l'OCDE. L'élasticité estimée ici est donc plutôt dans le bas de la fourchette d'estimation de ce paramètre.

L'élasticité de l'emploi au coût relatif des non-qualifiés est de - 37 %, - 44 % ou - 29 % selon qu'on considère l'ensemble du secteur marchand non agricole ou les branches manufacturière et non manufacturière. À partir du coefficient estimé pour la variable de coût relatif, on peut estimer que les allègements de charges sur les bas salaires auraient pu se traduire, entre 1992 et 2000, par la création ou la préservation d'environ 330 000 emplois en équivalent temps-plein dans le secteur marchand non agricole. Il s'agit là, évidemment, d'un effet toutes choses égales par ailleurs. Il incorpore aussi les effets des allègements de charges réalisés dans le cadre de la RTT.

L'élasticité estimée de la productivité par équivalent temps-plein au nombre d'heures hebdomadaires travaillées est d'environ 50 % dans le secteur marchand non agricole. Compte tenu de la valeur estimée pour σ , cela implique une valeur d'environ 0,7 pour le coefficient α . Sur la période où la durée a effectivement baissé, une baisse de 10 % du temps de travail hebdomadaire se serait ainsi traduite par une baisse d'environ 7 % de la productivité du travail par équivalent temps-plein et donc une hausse de 3 % de la productivité horaire. Cet ordre de grandeur s'avère cohérent avec ceux qui ont été fréquemment retenus dans les exercices d'évaluation des effets de la RTT. Il signifie que, à output et coûts de production unitaires constants, une RTT de 1 point doit se traduire par 0,7 point de créations d'emplois, mais il s'agit là encore d'un raisonnement toutes choses égales par ailleurs, qui ne suffit pas à chiffrer les conséquences réelles de cette RTT.

Pour la branche manufacturière, le coefficient associé aux heures n'est pas significatif, et le test de nullité du coefficient α , avec $\alpha \in [0, 1]$ (7), est accepté. Ainsi, la réduction du nombre d'heures travaillées aurait été, dans cette branche, entièrement compensée par les gains de productivité horaire. Cette situation peut être liée à des possibilités plus importantes de réorganisation de la production. Elle peut être aussi la conséquence de l'exposition plus importante à la concurrence de la branche manufacturière, induisant une pression plus forte sur la compétitivité-coût des entreprises.

6. Le modèle NIGEM est élaboré par le National Institute for Economic and Social Research (NIESR).

7. Cette contrainte implique que, toutes choses égales par ailleurs, et en particulier à stock de capital et volume d'emploi par équivalents temps-plein fixés, l'impact de la RTT sur la productivité du travail par équivalent temps-plein est négatif ou nul, alors que son impact sur la productivité horaire est positif.

Tableau 1
Estimations de la relation de long terme de l'équation d'emploi

Modèle	SMNA		Non manufacturier		Manufacturier	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	- 1,9	- 12,9	- 2,2	- 11,1	- 1,2	- 6,0
Valeur ajoutée	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint
Coût réel moyen du travail par ETP	- 0,22	- 3,0	- 0,17	- 1,8	- 0,41	- 3,2
Coût relatif du travail peu qualifié	- 0,37	- 4,2	- 0,29	- 2,0	- 0,44	- 4,7
Heures travaillées (à partir de 1996)	- 0,6	- 4,9	- 0,5	- 3,7		
Tendance	- 0,005	- 26,5	- 0,004	- 30,7	- 0,006	- 6,2
Rupture de tendance en 1992Q3	0,001	3,2	0,003	6,1		
Tendance annuelle de productivité avant 1992Q3	2,5 %		2,0 %		4,0 %	
Tendance annuelle de productivité après 1992Q3	2,1 %		0,7 %		4,0 %	

Une rupture de la productivité tendancielle

Quoiqu'il en soit, même si baisse de la durée du travail et du coût relatif du travail non qualifié ont pu se conjuguer pour expliquer la baisse des gains de productivité, il subsiste bien un phénomène de rupture de la productivité tendancielle. Contrairement à certains auteurs, par exemple Lerais (2001), qui modélisent cette inflexion à l'aide d'une tendance linéaire de la productivité du travail, on a retenu une tendance linéaire coude pour le logarithme de cette productivité, compatible avec un taux de croissance de la productivité du travail non nul à long terme (cf. encadré 1). Avec cette spécification, la productivité de long terme du travail passe d'un taux de croissance annuel de 2,5 % dans les années 1980 à 2,1 % à partir de 1992.

Les différentes études par branche (par exemple, Lerais (2001)) montrent que le ralentissement de la productivité s'observe principalement dans les services. Ce résultat est confirmé par les estimations. Ainsi, le taux de croissance de la productivité de long terme du travail est deux fois plus élevé dans la branche manufacturière que dans la branche non manufacturière et ne présente pas de rupture à la baisse dans les années 1990. Dès lors, la rupture de tendance apparaît plus marquée dans la branche non manufacturière que dans l'ensemble du secteur SMNA, puisque le taux de croissance annuel y passe de 2,0 % à 0,7 %.

Les modélisations alternatives

D'autres spécifications économétriques ont été testées, fournissant des modélisations alternatives du ralentissement de la productivité du travail dans les années 1990. Mais soit les résultats ne sont pas concluants empiriquement, soit les spécifications sont peu pertinentes théoriquement.

Ainsi ne pas introduire de rupture de tendance dans le SMNA ou dans la branche non manufacturière conduit à une nette dégradation des estimations. L'utilisation du taux de temps partiel au lieu du coût relatif des travailleurs peu qualifiés fournit une relation peu satisfaisante (non-stationnarité des résidus ou non-significativité du coût du travail ; par ailleurs, la contribution estimée du temps partiel à la croissance de l'emploi est peu réaliste).

L'introduction du coût relatif du capital par rapport au travail se justifie sur le plan théorique

dans un cas peu réaliste, celui des équilibres à prix fixes (cf. encadré 1). Par ailleurs, Dormont (1997) montre que la forte variabilité du coût du capital par rapport à celle du coût du travail conduit *de facto* à ne tenir compte que des variations du coût du capital lorsqu'on introduit le prix relatif du capital par rapport au travail (cf. graphique F en annexe 3). Elle montre aussi que les difficultés liées à la mesure du coût du capital (cf. *supra*) rendent cette dernière variable peu fiable et contribuent sans doute, au problème d'estimation de l'élasticité du prix relatif du capital par rapport au travail. En effet, le coût du capital apparaît non significatif dans la plupart des études visant à estimer une équation semblable à l'équation (1). On obtient ici un coefficient significatif mais négatif, résultat contraire à l'intuition économique.

Les équations d'emploi incluant la dynamique de court terme

L'équation d'emploi, découlant du comportement maximisateur des firmes, décrit une relation de long terme entre les variables macroéconomiques qui la composent. Lors de la mise en œuvre des estimations, on introduit cette relation dans des modèles à correction d'erreur qui rendent également compte de la dynamique de court terme.

Les équations sont estimées en deux étapes (cf. tableau 2). Les ajustements et les contributions dynamiques pour l'ensemble du SMNA sont donnés dans les graphiques I et II, les graphiques correspondants pour le seul secteur non manufacturier étant donnés en annexe 5. Dans le champ manufacturier, la forme traditionnelle de l'équation n'amène pas de commentaires particuliers.

L'équation reproduit de manière satisfaisante les données observées, à la fois sur la période d'estimation (1983Q4-2000Q4) et au-delà (2001 et 2002). En particulier, on n'observe pas de sous-estimation systématique de l'emploi à partir du milieu des années 1990, et l'observé et le simulé sont égaux au premier trimestre 2001. Ceci est également vrai dans la branche non manufacturière.

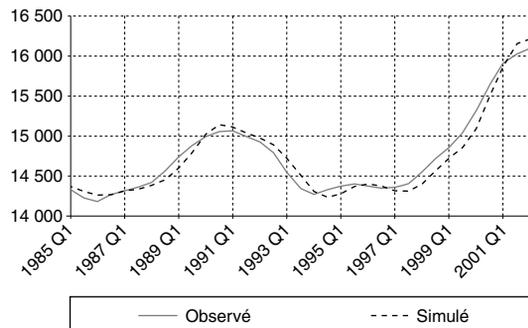
La relation de long terme apparaît significative, et avec un coefficient négatif. Le signe des variables à court terme est compatible avec les valeurs estimées pour la relation de long terme et le modèle théorique sous-jacent. L'inertie des évolutions de l'emploi est importante, puisque

Tableau 2
Résultats des estimations de la dynamique de court terme

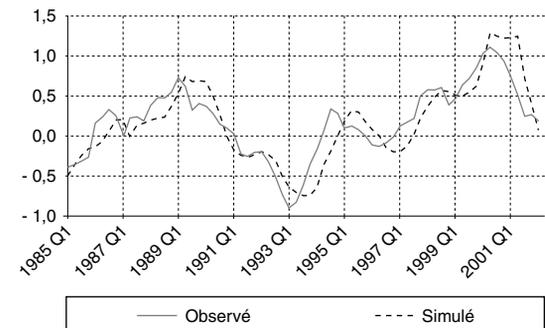
Modèle	SMNA		Non manufacturier		Manufacturier	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	0,0	- 1,4	0,0	- 0,5	0,0	0,3
Relation de long terme	- 0,1	- 2,1	- 0,1	- 2,5	- 0,1	- 2,7
ΔI_{-1}	1,1	10,2	1,0	9,3	1,2	5,5
ΔI_{-2}	- 0,3	- 3,5	- 0,2	- 1,9	- 0,6	- 2,5
Δy	0,2	5,1	0,2	5,0	0,1	4,0
Δy_{-2}	- 0,1	- 1,7	- 0,1	- 2,1	- 0,1	- 2,0
Δw	- 0,1	- 2,3	- 0,1	- 2,5	- 0,1	- 2,5
R ² ajusté	0,94		0,93		0,94	

Graphique I
Comparaison des valeurs observées et estimées, SMNA

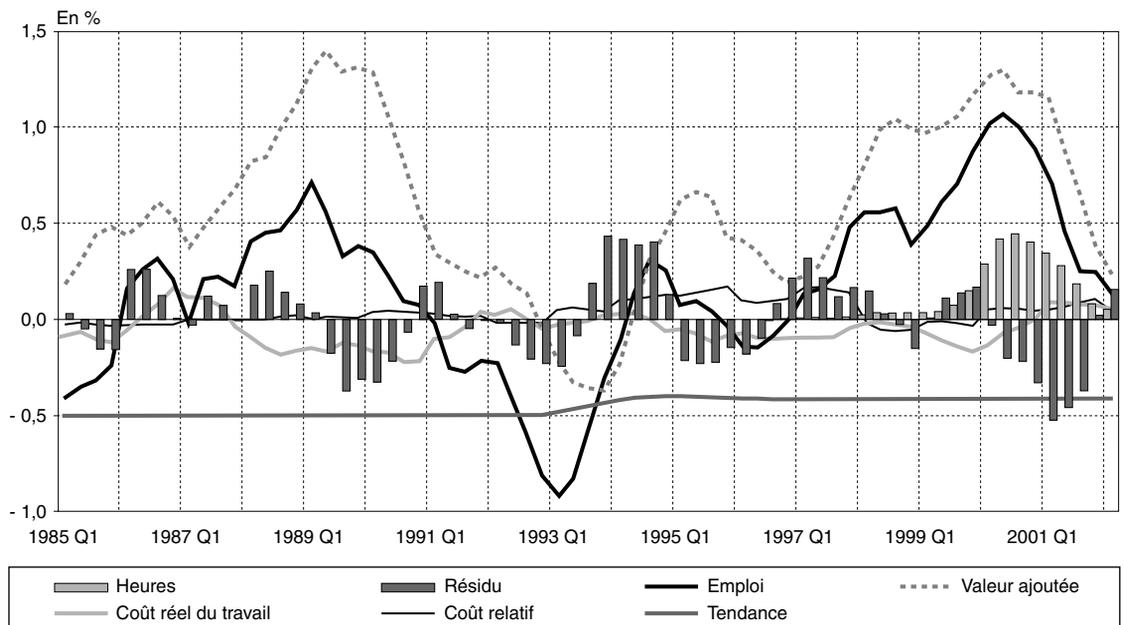
A – Niveaux



B – Taux de croissance



Graphique II
Contributions dynamiques aux évolutions observées de l'emploi, SMNA



Lecture : la courbe en trait gras représente le taux de croissance trimestriel de l'emploi par équivalent temps-plein (ETP) dans le SMNA. Les autres courbes correspondent à la part de cette évolution expliquée par chacun de ses déterminants selon l'équation retenue (cf. tableaux 1 et 2). L'histogramme en trait plein donne la part de ce que le modèle ne peut pas expliquer. Un résidu positif indique que l'emploi a augmenté plus vite que ses déterminants habituels le laissent escompter, ou, de façon équivalente, que la productivité du travail a crû moins vite. Ainsi, pour le premier trimestre 1998, le taux de croissance de l'emploi est de 0,6 point ; la valeur ajoutée contribue pour 0,8 point à cette croissance, toutes les autres variables ayant une contribution faible excepté la tendance de long terme, qui contribue négativement pour 0,4 point à la croissance de l'emploi. Bien évidemment, les effets estimés sur ce graphique ne sont que des effets d'équilibre partiel : ceci vaut notamment pour les effets des variables de coût et de durée du travail.

le coefficient associé aux variations de l'emploi au cours des deux trimestres précédents est supérieur à 0,6 dans les trois branches.

Le coefficient associé aux variations de court terme de l'activité est inférieur à 1, ce qui est cohérent avec le cycle de productivité : lorsque l'activité accélère, les entreprises n'embauchent pas immédiatement, d'où une hausse du taux de croissance de la productivité du travail. Celui-ci se réduit au fur et à mesure que la reprise s'installe et que l'emploi augmente. De manière symétrique, la productivité du travail ralentit au début des phases basses du cycle.

Les variations du coût relatif du travail non qualifié et des heures travaillées sont non significatives, en raison des délais avec lesquels l'effet de ces variables se manifeste. Le coût relatif joue uniquement via son impact sur la substitution qualifiés/non qualifiés, qui nécessite vraisemblablement plusieurs trimestres. Concernant les heures, deux éléments expliquent la présence de délais : d'une part, on peut penser que la baisse de la durée est enregistrée – en partie du moins – dans les enquêtes dès la signature des accords ; or, il s'écoule un certain temps entre cette signature et la mise en place effective de la RTT. D'autre part, l'impact de la baisse de la durée sur la productivité dépend des réorganisations du travail qui l'accompagnent. À court terme, on peut supposer que la charge de travail horaire augmente, ce qui limite l'effet sur la productivité par équivalent temps-plein.

*
* *

Au total, trois facteurs principaux peuvent rendre compte du ralentissement de la productivité par équivalent temps-plein dans le secteur marchand non agricole, et principalement dans les branches non manufacturières. La baisse du coût relatif du travail peu qualifié et la baisse de la durée du travail ont joué un rôle important, mais elles ne suffisent pas à exclure l'hypothèse d'un ralentissement de la productivité tendancielle du travail – exogène dans le modèle pré-

senté ici – qui serait, cependant, limité aux branches non manufacturières.

L'interprétation des évolutions de la fin de la période appelle des précautions particulières. Elles ont permis d'estimer une élasticité de la productivité horaire par rapport à la durée du travail égale à environ -0,3. Cet ordre de grandeur est compatible avec ceux qui ont été souvent retenus dans les exercices d'évaluation *ex ante* des effets de la RTT, mais ce chiffrage appelle deux remarques.

En premier lieu, une part importante de cet effet est estimé sur la première période de montée en régime de la RTT, avant 2000, au cours de laquelle le passage aux 35 heures est resté optionnel. Sur cette période, il a probablement concerné des entreprises pour qui la RTT était la moins problématique, par exemple parce qu'elles avaient plus de marges de gains de productivité horaire. Par conséquent, les effets obtenus sur cette période peuvent difficilement être extrapolés au-delà. Le passage aux 35 heures a peut-être été plus difficile pour les entreprises ayant basculé après 2000, avec de moindres gains de productivité horaire et donc un impact plus négatif de la RTT sur les coûts de production unitaires.

Ensuite, la période entre 1996 et 2000 constitue une période assez particulière où les gains de productivité horaire sont peut-être dus également aux nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC). Il se peut que la variable de durée du travail capte économétriquement une partie de cet effet, puisque l'estimation de l'élasticité de l'emploi à la variable de durée se concentre sur la période 1996-2000. La hausse de l'emploi qui est imputée à la variable de durée du travail intégrerait donc un effet positif des NTIC. La plupart des études économétriques au niveau macroéconomique ont certes du mal à faire ressortir un tel effet, mais il apparaît dans des approches de type comptabilité de la croissance (par exemple Audenis, Deroyon et Fourcade, 2005). □

BIBLIOGRAPHIE

- Accardo J., Bouscharain L. et Jlassi M. (1999)**, « Le progrès technique a-t-il ralenti depuis 1990 ? », *Économie et Statistique*, n° 323, pp. 53-72.
- Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchêne S. et Pesin F. (2002)**, « Présentation du modèle MESANGE », document de travail de la Direction de la Prévision.
- Audenis C., Deroyon J. et Fourcade N. (2005)**, « L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française : un bouclage macro-économique », *Revue Économique*, n° 1/2005.
- Audric S., Givord P. et Prost C. (2000)**, « Estimation de l'impact sur l'emploi peu qualifié des mesures de baisse de charges », *Revue Économique*, vol. 51, n° 3.
- Crépon B. et Desplatz R. (2001)**, « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n° 348, pp. 3-24.
- Dares (2004)**, « Temps partiel, contrats aidés et contrats à durée déterminée dans les très petites entreprises », *Premières Informations et Premières Synthèses*, juin, n° 24.1.
- Dormont B. (1997)**, « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 95-109.
- Duchêne S., Forgeot G. et Jacquot A. (1997)**, « Les évolutions récentes de la productivité du travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 169-192.
- Duchêne S. et Jacquot A. (1999)**, « Une croissance plus riche en emploi depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale », document de travail de la DESE, n° G 1999/01, Insee.
- Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000)**, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'étude de la Dares*, n° 35.
- 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. 103-133.
- Gonzalez-Demichel C., Ménard L. et Nauze-Fichet E. (2000)**, « Une modélisation du lien entre croissance et emploi », *Note de Conjoncture de l'Insee*, décembre.
- Gubian A., Cornilleau G., Mathieu C. et Véganzones M.-A. (1992)**, « Mosaïque, la nouvelle version du modèle de l'OFCE de l'économie française », *Revue de l'OFCE*, n° 40.
- Gubian A. (2000)**, « Les 35 heures et l'emploi : d'une loi Aubry à l'autre », *Dares, Regards sur l'actualité*, mars, n° 259.
- Laffargue J.-P. (2000)**, « Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires », *Revue Économique*, vol. 51 n° 3.
- Lerais F. (2001)**, « Une croissance plus riche en emplois », *Premières Informations et Premières Synthèses*, février, n° 07.1, Dares.
- L'Horty Y. et Rault C. (2002)**, « Les effets de la croissance, du coût et de la durée du travail sur l'emploi en France : une réévaluation », *Travail et emploi*, n° 91, pp. 89-110.
- Passeron V. (2002)**, « 35 heures : 3 ans de mise en œuvre du dispositif « Aubry I » », *Premières Informations et Premières Synthèses*, février, n° 06.2, Dares.
- Stock J. et Watson M. (1993)**, « A Simple Estimator of Cointegrated Vectors in Higher Order Integrated Systems », *Econometrica*, vol. 61, pp. 738-820.
- Unédic (2002)**, « La richesse accrue en emplois de la croissance française : quels enseignements peut-on en tirer à la fin de l'année 2001 ? », *Revue Statis*, 1^{er} trimestre, n° 163.
-

LA DÉTERMINATION DES ÉQUATIONS D'OFFRE EN ÉQUILIBRE MONOPOLISTIQUE

Le programme du producteur i consiste à maximiser ses profits sous contrainte de sa fonction de production et de la demande qui lui est adressée :

$$\text{Max } P_i Y_i - W_q L_{q,i} - W_{nq} L_{nq,i} - C_K K_i$$

$$\text{s.c. } \begin{cases} Y_i = F(K_i, L_{q,i}, L_{nq,i}) \\ Y_i = \frac{Y}{n} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\eta} \end{cases}$$

Les conditions du premier ordre conduisent aux équations suivantes (λ est un réel positif non nul) :

$$P_i = \frac{\eta}{\eta - 1} \lambda \quad (\text{A})$$

$$\lambda = \frac{C_K}{a_1} \left(\frac{K_i}{Y_i} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (\text{B})$$

$$\lambda = \frac{W_q}{a_2} \left(E_q H_q^\alpha \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \left(\frac{L_{q,i}}{Y_i} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (\text{C})$$

$$\lambda = \frac{W_{nq}}{1 - a_1 - a_2} \left(E_{nq} H_{nq}^\alpha \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \left(\frac{L_{nq,i}}{Y_i} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (\text{D})$$

$$Y_i = \frac{Y}{n} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\eta} \quad (\text{E})$$

$$Y_i = [a_1 K_i^{1-1/\sigma} + a_2 (E_{q,i} L_{q,i} H_{q,i}^\alpha)^{1-1/\sigma} + (1 - a_1 - a_2) (E_{nq,i} L_{nq,i} H_{nq,i}^\alpha)^{1-1/\sigma}]^{\sigma/(1-\sigma)} \quad (\text{F})$$

(B), (C) et (D) permettent d'exprimer les ratios des facteurs en fonction de leurs coûts relatifs. Le calcul de $\frac{Y_i}{K_i}$ s'effectue en introduisant ces ratios dans la relation (F). Ceci permet par l'intermédiaire de (B) de trouver l'équation définissant λ en fonction des coûts des facteurs. Dès lors, l'équation (A) fournit la frontière des prix des facteurs correspondant à une équation de prix de valeur ajoutée.

Les demandes de facteurs sont obtenues en remplaçant λ par son expression tirée de (A) dans les équations (B), (C) et (D). À l'équilibre symétrique, $P_i = P$ et $Y_i = \frac{Y}{n}$ avec n le nombre d'entreprises sur le marché. Les demandes agrégées de facteurs qui en découlent sont :

$$K = Y \left[\frac{a_1 P}{C_K} \left(1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma$$

$$L_q = \frac{Y}{E_q H_q^\alpha} \left[\frac{a_2 E_q H_q^\alpha P}{W_q} \left(1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma$$

$$L_{nq} = \frac{Y}{E_{nq} H_{nq}^\alpha} \left[\frac{(1 - a_1 - a_2) E_{nq} H_{nq}^\alpha P}{W_{nq}} \left(1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma$$

Sur le sentier de croissance équilibrée, les taux de croissance de l'efficacité du travail des qualifiés et des peu qualifiés sont identiques. Il en est de même pour les heures travaillées. Afin de simplifier les notations, on suppose que cette propriété est conservée en dehors du sentier de croissance équilibrée. On note alors :

$$H_q = \mu H_{nq} = \mu H$$

et :

$$E_q = \theta E_{nq} = \theta E$$

d'où :

$$L = L_q + L_{nq} = Y(EH^\alpha)^{\sigma-1} \left(1 - \frac{1}{\eta}\right)^\sigma \underbrace{\left[(\theta\mu^\alpha)^{\sigma-1} a_2^\sigma \left(\frac{W_q}{P}\right)^{-\sigma} + (1-a_1-a_2)^\sigma \left(\frac{W_{nq}}{P}\right)^{-\sigma} \right]}_A$$

Soit $x = \ln \frac{W_q}{P}$ et $y = \ln \frac{W_{nq}}{P}$, la log-linéarisation de l'expression A autour de l'état stationnaire donne :

$$\ln A(x, y) = \ln A(x^*, y^*) + \frac{(\theta\mu^\alpha)^{\sigma-1} a_2^\sigma (-\sigma) \left(\frac{W_q^*}{P^*}\right)^{-\sigma}}{(\theta\mu^\alpha)^{\sigma-1} a_2^\sigma \left(\frac{W_q^*}{P^*}\right)^{-\sigma} + (1-a_1-a_2)^\sigma \left(\frac{W_{nq}^*}{P^*}\right)^{-\sigma}} (x - x^*) + \frac{(1-a_1-a_2)^\sigma (-\sigma) \left(\frac{W_{nq}^*}{P^*}\right)^{-\sigma}}{(\theta\mu^\alpha)^{\sigma-1} a_2^\sigma \left(\frac{W_q^*}{P^*}\right)^{-\sigma} + (1-a_1-a_2)^\sigma \left(\frac{W_{nq}^*}{P^*}\right)^{-\sigma}} (y - y^*)$$

$$\ln A(x, y) = \ln A(x^*, y^*) - \sigma [\psi(x - x^*) + (1-\psi)(y - y^*)]$$

D'où :

$$l = y - (1-\sigma)(e + \alpha h) - \sigma \underbrace{[\psi(w_q - p) + (1-\psi)(w_{nq} - p)]}_B$$

Il est alors possible d'exprimer le terme B en fonction du coût réel du travail et du coût relatif par qualification. Le coût moyen du travail horaire est défini par :

$$W = \frac{\mu L_q W_q + L_{nq} W_{nq}}{\mu L_q + L_{nq}}$$

La log-linéarisation de cette équation donne alors :

$$w = \frac{\mu L_q^* W_q^*}{\mu W_q^* L_q^* + W_{nq}^* L_{nq}^*} (w_q + l_q) + \frac{L_{nq}^* W_{nq}^*}{\mu W_q^* L_q^* + W_{nq}^* L_{nq}^*} (w_{nq} + l_{nq}) - \frac{\mu L_q^*}{\mu L_q^* + L_{nq}^*} l_q - \frac{L_{nq}^*}{\mu L_q^* + L_{nq}^*} l_{nq}$$

$$\text{Or } l_q = y - (1-\sigma)(e + \alpha h) - \sigma(w_q - p)$$

$$\text{et } l_{nq} = y - (1-\sigma)(e + \alpha h) - \sigma(w_{nq} - p)$$

En substituant ces deux expressions dans l'équation définissant le coût du travail, on obtient la relation :

$$w = \zeta w_q + (1-\zeta) w_{nq}$$

où ζ s'exprime en fonction des variables définissant le sentier de long terme du modèle.

Cette relation permet alors d'exprimer w_q et w_{nq} en fonction du coût moyen du travail et du coût relatif. On obtient finalement :

$$l = y - (1-\sigma)(e + \alpha h) - \sigma(w - p) - \sigma[\zeta - \psi](w_{nq} - w_q)$$

Si le coût des travailleurs qualifiés est supérieur à celui des peu qualifiés (ce qui paraît raisonnable), $\zeta - \psi$ est positif. On retrouve ainsi la forme de l'équation d'emploi (1).

LES MESURES D'ALLÈGEMENT DU COÛT DU TRAVAIL

Les premières mesures d'allègement du coût du travail concernant le temps partiel visaient d'abord un meilleur partage des heures travaillées plutôt qu'un enrichissement de la croissance en heures travaillées. Elles se sont traduites par une augmentation de l'emploi par tête ou par équivalent temps-plein (ETP). En revanche, les autres mesures d'allègement du coût du travail ciblées sur les bas salaires ont pour objectif explicite d'enrichir la croissance en heures travaillées.

L'abattement forfaitaire sur le temps partiel

Au 1^{er} septembre 1992 est instauré un abattement forfaitaire de cotisations sociales patronales de Sécurité sociale pour l'emploi d'un salarié à temps partiel. La délimitation de la plage horaire définissant un temps partiel a légèrement évolué et correspond *grosso modo* à une durée hebdomadaire comprise entre 16 et 32 heures – avec la possibilité de calculer cette durée sur une base annuelle. Seuls les salariés en contrat à durée indéterminée (CDI) sont concernés par la mesure.

Cet abattement présente la caractéristique d'être cumulable avec les mesures d'allègements de cotisations sociales sur les bas salaires instaurées ultérieurement, incitant donc assez fortement au développement du temps partiel dans la zone des faibles salaires horaires.

Cet abattement est progressivement supprimé à compter du 1^{er} janvier 2000. Pour les contrats bénéficiant de la mesure à la date du 31 décembre 1999 dans des entreprises de plus de 20 salariés, le bénéfice de l'abattement est maintenu jusqu'à la date de rupture du contrat. Aucun nouveau bénéficiaire n'est admis depuis le 31 décembre 2000. Quant aux passages à temps partiel survenus au cours de l'année 2000, le bénéfice de la mesure s'est interrompu au 31 décembre 2000. Pour les entreprises de moins de 20 salariés, le dispositif est décalé de deux ans.

Le taux initial de l'abattement était de 30 % mais est passé à 50 % de janvier 1993 à avril 1994 pour retrouver ensuite sa valeur initiale.

Les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires

Les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires sont progressivement montés en charge et, même après 1995 (date d'instauration de la ristourne de 18,2 points de cotisation dite « Juppé »), ont subi des modifications substantielles – en particulier s'agissant de la prise en compte du temps partiel.

Tout au long de la décennie, les seuils d'éligibilité ont été définis en nombre de Smic mensuel. Ainsi, une limite d'éligibilité à 1,3 Smic mensuel correspond effectivement à un seuil de 1,3 Smic horaire pour un temps plein, mais à un seuil de 2,6 Smic horaire pour un mi-temps (1).

La réduction du temps de travail

Elle a été mise en place grâce à trois lois successives : loi « Robien » (juin 1996), loi « Aubry 1 » (juin 1998) et loi « Aubry 2 » (janvier 2000).

La loi « Robien » institue un système d'aide, sous forme d'allègements de cotisations sociales, aux entreprises qui réalisent une RTT pour favoriser l'emploi.

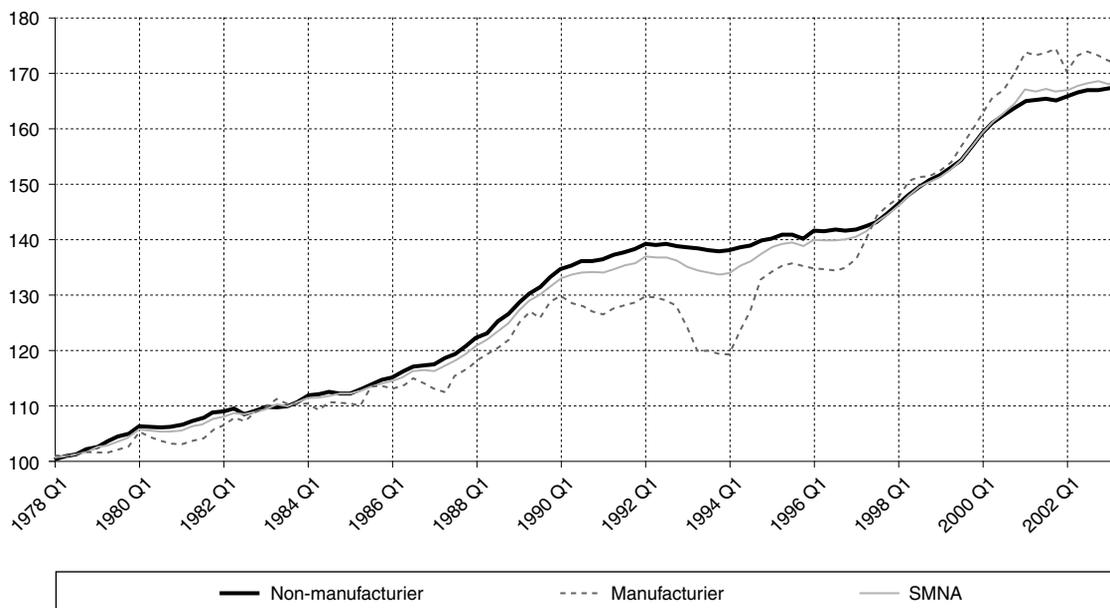
Le système est abrogé par la loi « Aubry 1 » qui fixe la durée légale à 35 heures hebdomadaires au 1^{er} janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, et au 1^{er} janvier 2002 pour les autres. Elle institue un autre dispositif d'aide incitant les entreprises à négocier une RTT avant la baisse de la durée légale.

Ce calendrier est confirmé par la loi « Aubry 2 », qui définit comment peut se calculer la durée effective, le nouveau régime des heures supplémentaires et prévoit un allègement annuel unique dégressif de cotisations sociales, qui se substitue à la ristourne dégressive sur les salaires inférieurs à 1,3 Smic, pour les entreprises à 35 heures. Cet allègement est, en partie, cumulable avec les aides octroyées dans les dispositifs incitatifs.

1. Les allègements de charges sur les bas salaires sont donc des allègements sur des bas salaires mensuels et peuvent concerner des personnes rémunérées sensiblement au-delà du Smic horaire si elles travaillent à temps partiel.

ÉVOLUTION DES VARIABLES UTILISÉES DEPUIS LA FIN DES ANNÉES 1970

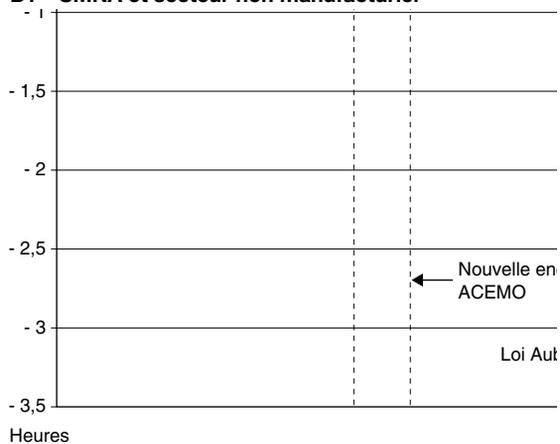
Graphique A
Valeur ajoutée en volume (base 100 en 1978Q1)



Source : comptes trimestriels.

Graphique B
Emploi par équivalent temps-plein (base 100 en 1978Q1)

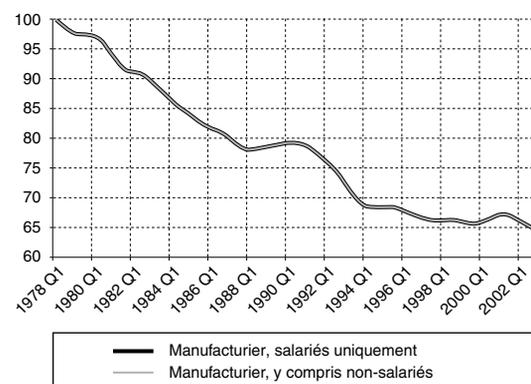
B1 – SMNA et secteur non manufacturier



Heures

Source : comptes trimestriels.

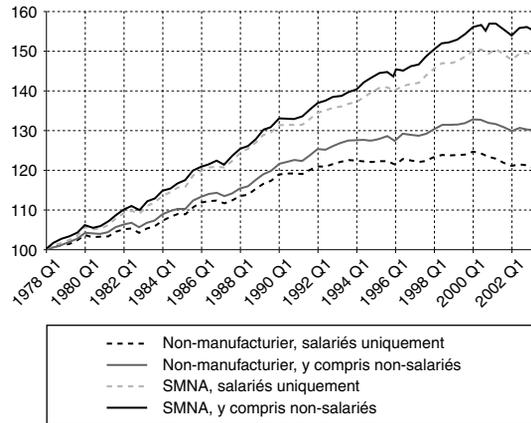
B2 – Secteur manufacturier



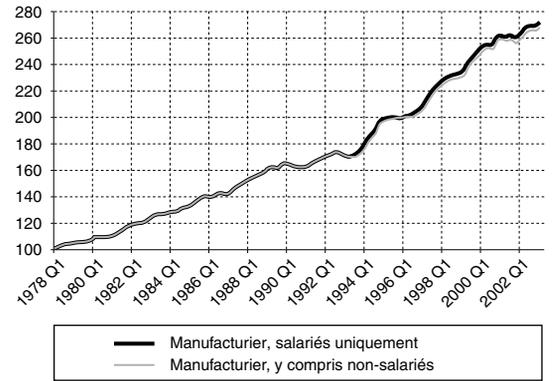
Graphique C

Productivité du travail par équivalent temps-plein (base 100 en 1978Q1)

C1 – SMNA et secteur non manufacturier



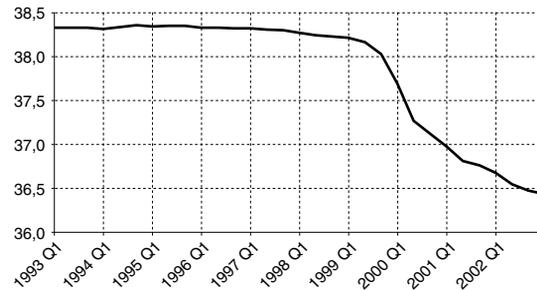
C2 – Secteur manufacturier



Source : comptes trimestriels.

Graphique D

Durée hebdomadaire du travail (en nombre d'heures)



Source : comptes trimestriels.

Graphique E

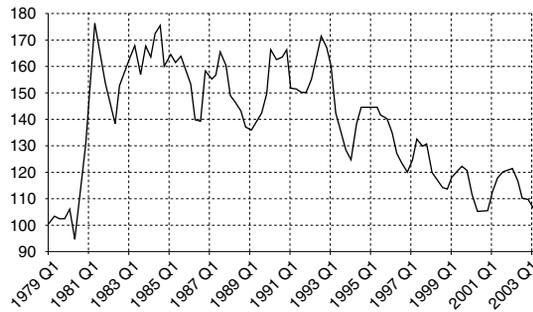
Coût réel du travail (base 100 en 1978Q1)



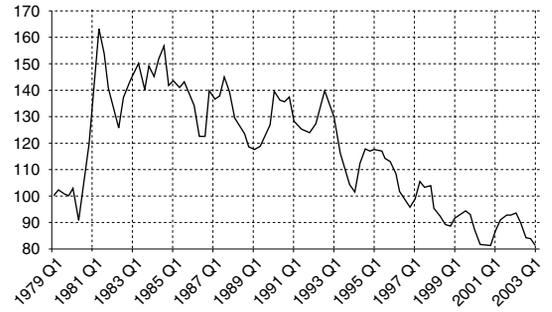
Source : comptes trimestriels.

Graphique F
Coût du capital (base 100 en 1979)

F 1 – Coût réel du capital

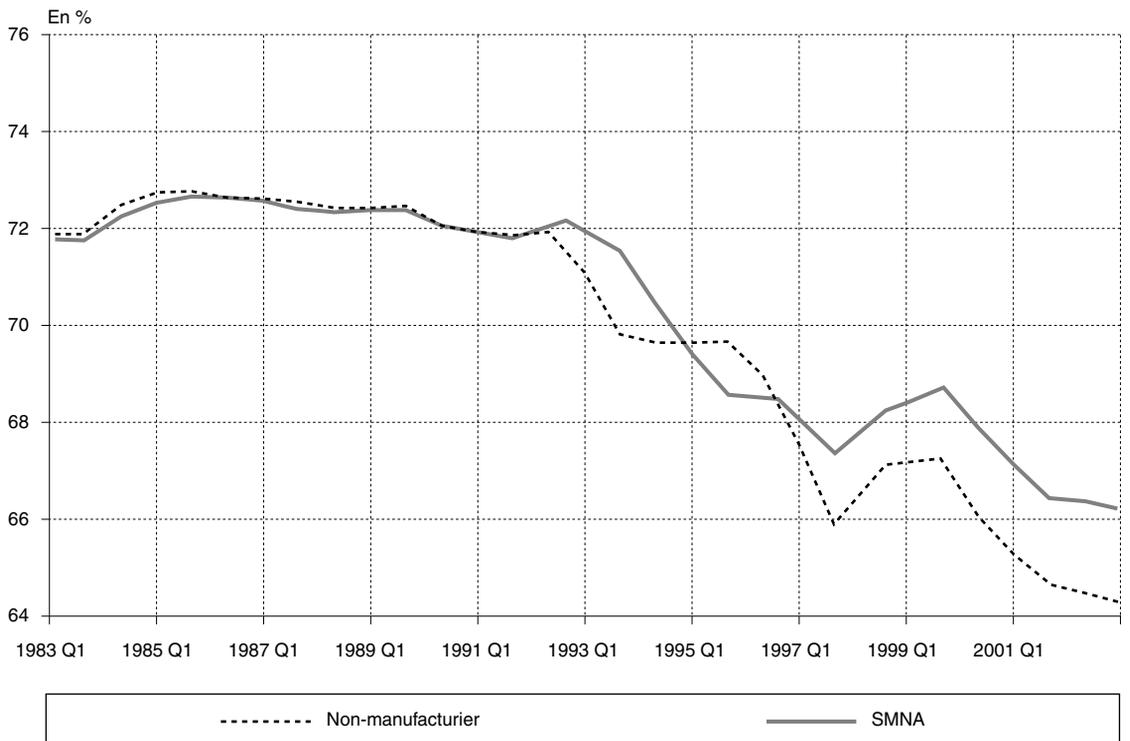


F2 – Coût relatif du capital par rapport au travail



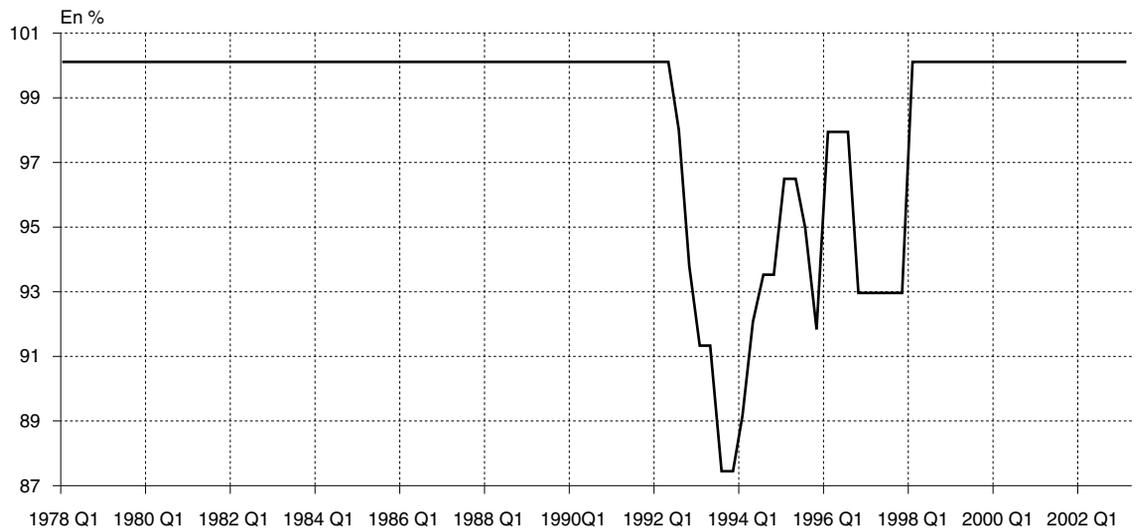
Source : comptes trimestriels, calculs des auteurs.

Graphique G
Coût relatif des travailleurs peu qualifiés



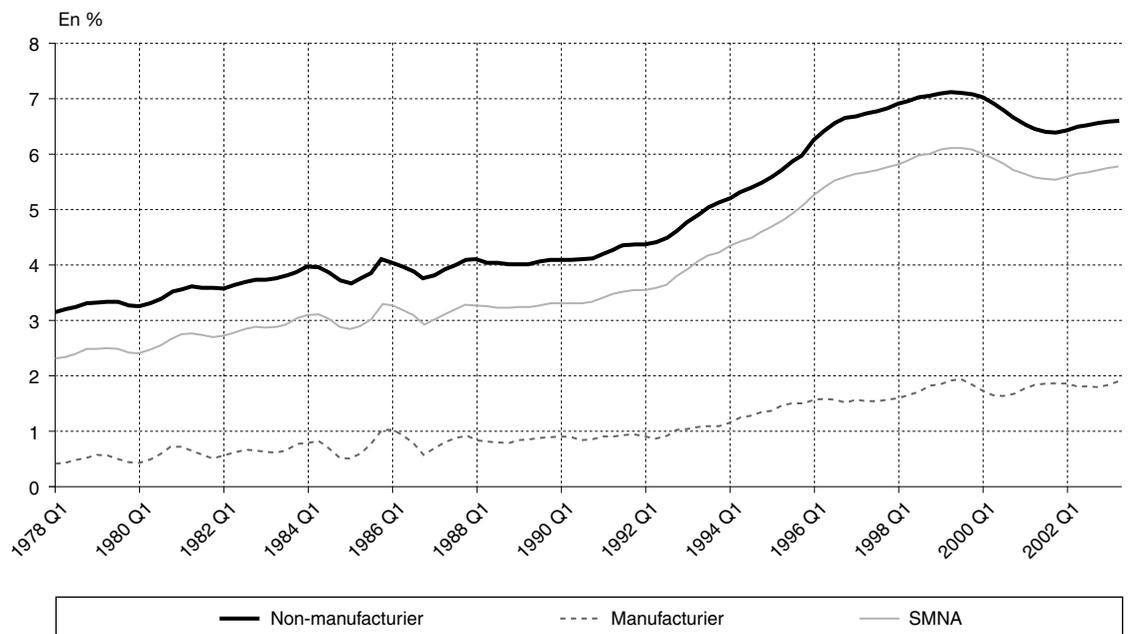
Source : DADS, calculs des auteurs.

Graphique H
Coût relatif d'un Smicard à mi-temps par rapport à un Smicard à plein temps



Sources : enquête Emploi, Dares, calculs des auteurs.

Graphique I
Taux de temps partiel



Source : comptes trimestriels.

LES DIFFÉRENTES SPÉCIFICATIONS TESTÉES POUR LE CHAMP SMNA

Modèle	Équation 0**		Équation 1*		Équation 2		Équation 3	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	- 1,9	- 12,9	- 2,9	- 8,0	- 1,6	- 9,8	- 1,7	- 10,2
Valeur ajoutée	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint
Coût réel moyen du travail par ETP	- 0,22	- 3,0	0,0	1,7	- 0,4	- 4,4	- 0,4	- 4,8
Tendance	- 0,005	- 26,5	- 0,005	- 11,4	- 0,005	- 19,8	- 0,005	- 22,7
Rupture de tendance en 1992Q3	0,001	3,2			- 0,005	- 0,7		
Heures travaillées (à partir de 1996)	- 0,6	- 4,9						
Coût relatif des peu qualifiés	- 0,37	- 4,2			- 0,7	- 3,2	- 0,5	- 11,4
Coût du capital								
Taux de temps partiel retardé d'un trimestre								
ADF	- 3,2		- 2,7		- 2,5		- 2,5	

Modèle	Équation 4		Équation 5***		Équation 6**		Équation 7	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	- 1,5	- 7,8	- 1,6	- 11,0	- 1,5	- 8,0	- 1,9	- 7,2
Valeur ajoutée	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint
Coût réel moyen du travail par ETP	- 0,2	- 2,2	- 0,1	- 1,1	- 0,1	- 1,1	0,0	0,3
Tendance	- 0,006	- 21,9	- 0,006	- 30,6	- 0,006	- 17,4	- 0,006	- 17,4
Rupture de tendance en 1992Q3					0,0003	4,2		
Heures travaillées (à partir de 1996)			- 0,9	- 9,3	- 0,6	- 3,6	- 0,5	- 3,1
Coût relatif des peu qualifiés								
Coût du capital							- 0,2	- 8,4
Taux de temps partiel retardé d'un trimestre	0,1	10,8	0,1	15,6	0,1	13,0		
ADF	- 2,4		- 4,7		- 3,0		- 2,1	

Seuils de rejet de la stationnarité du test ADF (on ne rejette pas la cointégration entre les variables si le seuil est supérieur à la statistique ADF) :

Niveau du test	1 %	5 %	10 %
Statistique	- 3,5	- 2,9	- 2,6

Dans le tableau, on précise dans le nom de l'équation la cointégration éventuelle de la relation testée :

- *** signifie que la cointégration n'est pas rejetée pour les tests de niveau 1 % ou supérieur.
- ** signifie que la cointégration n'est pas rejetée pour les tests de niveau 5 % ou supérieur, mais pas pour les tests de niveau inférieur à 5 %.

- * signifie que la cointégration n'est pas rejetée pour les tests de niveau 10 % ou supérieur, mais pas pour les tests de niveau inférieur à 10 %.

- L'absence d'étoile signifie qu'on rejette la cointégration.

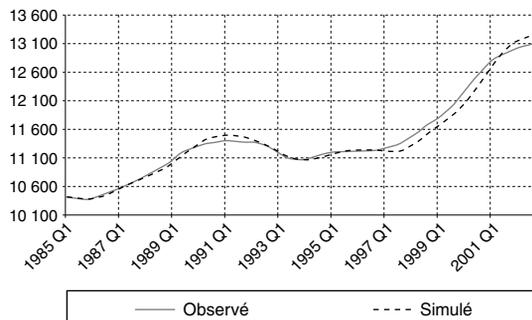
L'équation 0 correspond à celle présentée dans cet article. Les autres spécifications où la cointégration n'est pas rejetée à 5 % sont celles où intervient le taux de temps partiel (équations 5 et 6). Néanmoins, le coût du travail n'est plus significatif et le coefficient devant le temps partiel fournit un ordre de grandeur non réaliste à la contribution du temps partiel à la croissance de l'emploi en équivalent temps-plein. Le maintien de la rupture de tendance ne suffit pas à réduire cette contribution irréaliste.

**COMPARAISON DES VALEURS OBSERVÉES ET SIMULÉES ET CONTRIBUTIONS DYNAMIQUES
(BRANCHE NON MANUFACTURIÈRE)**

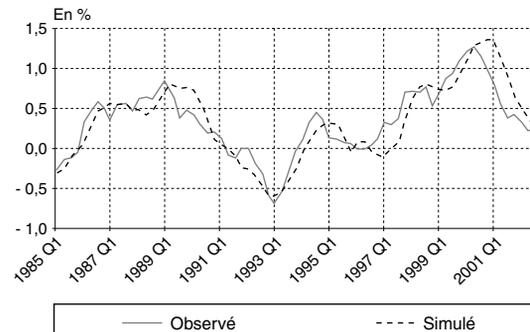
Graphique A

Comparaison des valeurs observées et estimées (branche non manufacturière)

A1 - Niveaux



A2 - Taux de croissance



Graphique B

Contributions dynamiques (branche non manufacturière)

