



DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

CENTRE D'ÉTUDE DES POLITIQUES ÉCONOMIQUES DE L'UNIVERSITÉ D'EVRY

Substituabilité des hommes aux heures et ralentissement de la productivité ?

Yannick L'HORTY & Christophe RAULT

98 – 11

Durée du travail, productivité et emploi

Une étude sur données trimestrielles françaises

Août 2000

Yannick L'Horty*
Christophe Rault**¹

Résumé. En France, la productivité horaire ou par tête ne peut être modélisée convenablement avec une simple tendance déterministe. Cette représentation traditionnelle est théoriquement restrictive puisqu'elle suppose en particulier que les hommes et les heures de travail sont de parfaits substituts et qu'elle néglige l'effet des variations du coût du travail sur l'emploi. Elle est de plus peu conforme aux données puisque la productivité est non stationnaire autour d'une tendance. Cette étude utilise des données trimestrielles pour proposer une modélisation alternative dans un cadre multivarié. Il apparaît que la réduction de la durée du travail, telle qu'elle a été menée sur les vingt dernières années, élève la productivité horaire, particulièrement dans les secteurs non industriels. En prenant en compte cet effet, on aboutit à une modélisation plus satisfaisante de l'emploi. Pour autant, lorsqu'on prend en considération les interdépendances entre variables dans le cadre d'une estimation multivariée, la réduction de la durée du travail va de pair avec un accroissement de l'emploi.

Abstract. In France, productivity per hour or per capita can't be properly characterised by a simple deterministic trend. This traditional representation is theoretically restrictive since it supposes in particular that men and working hours are perfect substitutes and doesn't take into account the employment effect of labour cost and. It doesn't moreover take into account the properties of the data since productivity is non stationary around a linear drift term. This study uses quarterly data to propose an alternative modelling in a multivariate framework. It appears that reduction of working hours, as it has been enforced over the last twenty years, rises productivity per hour. Taking this effect into account, we reach a more satisfactory modelling of employment. Nevertheless, when interdependencies between series are explicitly taken into account in a multivariate analysis, the reduction of working hours goes hand in hand with an increase in jobs.

Classification JEL : E 24, J 22, J 23.

* EPEE, Université d'Evry Val d'Essonne et CERC, 18 bd de Latour-Maubourg, 75 007 Paris.

** EUREQua, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne, Maison des Sciences de l'Economie, 106-112 Boulevard de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13.

¹ Cette étude a bénéficié des suggestions et remarques de Michel Dollé, Eric Dubois, Sandrine Duchêne, Alain Gubian, Alain Jacquot et Jacqueline Pradel ainsi que des participants au colloque T2M de Marseille, en juin 1998 où une version préliminaire a été présentée. Elle a également largement bénéficié des remarques de deux rapporteurs anonymes de la revue Recherches Economiques de Louvain.

INTRODUCTION

Depuis le début des années quatre-vingt-dix, les gains de productivité du travail ont connu en France une nouvelle baisse et le contenu de la croissance s'est ainsi enrichi en emploi. Les études appliquées dénombrent entre 300 et 500 000 emplois épargnés par le ralentissement de l'activité depuis la récession de 1993, essentiellement localisés dans les services. Cette évolution singulière demeure largement inexpliquée. Chouvel (1996) et d'Escrivan (1997) mettent en avant les effets de la forte expansion du temps partiel depuis 1992, qui aurait accru les effectifs occupés sans réellement affecter les heures travaillées, par un effet mécanique de partage du travail : plus que d'un enrichissement de la croissance en emploi, il conviendrait de parler d'un enrichissement de la croissance en effectif. Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) rejettent cette explication ainsi que celle mettant en jeu la faiblesse de la progression du coût du travail, au travers notamment des effets des allègements de charges sur les bas salaires. L'impact des réallocations sectorielles de main-d'œuvre, les éventuelles substitutions entre capital et travail ou entre travail qualifié et non qualifié, ainsi que les effets des mesures pour l'emploi ne permettraient pas davantage de rendre compte du ralentissement récent de la productivité.

Dans ces études, l'ampleur du ralentissement de la productivité dépend notamment du champ d'investigation (ensemble des secteurs marchands non agricoles, secteurs industriels ou non ...), de la spécification de l'emploi, en effectif ou en heures travaillées, de la prise en compte ou non du coût du travail, de la nature des indicateurs utilisés pour mesurer la durée du travail, ou encore de l'hypothèse retenue pour l'évolution tendancielle de la productivité (gains supposés constants ou plus ou moins décroissants). Quelle que soit l'approche retenue, une part importante d'inexpliqué demeure. On ne peut qu'être insatisfait par cette absence de conclusion sur un terrain crucial pour les perspectives futures d'emploi et de chômage de l'économie française.

Ces diagnostics divergents et finalement peu concluants mettent en question les instruments utilisés pour l'analyse de la formation à long terme de l'emploi, dont on ne rend compte généralement qu'au travers du rythme tendanciel de productivité. L'approche traditionnelle des modèles macro-économétriques, sur laquelle reposent les études appliquées, consiste à régresser un indicateur de productivité du travail sur une tendance temporelle, généralement linéaire ou quadratique. Cette approche est à la fois peu conforme aux données et théoriquement restrictive. La productivité apparente du travail est en effet une variable non stationnaire², au moins depuis le milieu des années soixante-dix en France. Ce fait stylisé est confirmé par tous les tests économétriques, que l'on raisonne en effectifs ou en heures travaillées et quel que soit le champ d'observation sectoriel retenu (du moins au niveau des grands secteurs d'activité). La modélisation traditionnelle de la productivité, présentée par Maurel (1990), conduit ainsi de façon systématique à des résidus non stationnaires lorsqu'elle n'est pas amendée par des hypothèses assez arbitraires sur l'évolution tendancielle de la productivité. D'un point de vue théorique, elle suppose en outre que les hommes et les heures sont de parfaits substituts.

L'objet de cette étude est de tenter de proposer une modélisation alternative de l'emploi et de la confronter aux données françaises au travers d'estimations multivariées. On s'intéresse essentiellement aux déterminants de long terme du niveau de l'emploi en se donnant une spécification théorique plus générale et moins contraignante que la spécification traditionnelle. Les estimations sont menées sur la base des séries définitives des comptes trimestriels entre 1976.1 et 1996.4, au niveau des secteurs marchands non agricoles, des secteurs industriels et non industriels dont les services composent l'essentiel³.

² Une série est dite stationnaire lorsque son espérance mathématique, sa variance et toutes ses autocovariances sont finies et constantes au cours du temps.

³ Fin 1996, les secteurs industriels marchands rassemblent 4,2 millions de salariés, les secteurs non industriels et non agricoles 9,1 millions dont 8 dans les services et 1,1 million dans le bâtiment.

La première section discute des insuffisances de la modélisation traditionnelle de la productivité. La deuxième section présente les fondements théoriques d'une équation d'emploi où ce dernier dépend de la croissance, du coût du travail et de la durée du travail. La troisième section expose les résultats d'estimations multivariées utilisant les tests de co-intégration de Johansen. Ces estimations mettent en évidence une relation positive entre la réduction de la durée et du coût du travail, d'une part et l'accroissement de l'emploi d'autre part.

1. LES INSUFFISANCES DE LA MODELISATION TRADITIONNELLE DE LA PRODUCTIVITE

La seule observation des gains de productivité par tête ne permet pas de se prononcer sur le contenu de la croissance en emploi. Il importe de les corriger de l'état de la conjoncture, c'est-à-dire de prendre en considération la position dans le cycle de productivité. Il est en effet normal de constater un affaiblissement des gains de productivité par tête dans une phase de ralentissement conjoncturel. La productivité est une variable pro-cyclique du fait de l'existence de délais d'ajustement entre l'activité et l'emploi. Le lien entre les inflexions de la conjoncture et celles de l'emploi n'est pas immédiat puisqu'une variation de la production ne se traduit pas spontanément par un ajustement du stock de facteurs. Les variations des stocks de produits, puis celles des degrés d'utilisation des facteurs, permettent en effet de retarder l'ajustement du stock de capital ou celui des effectifs employés, par nature plus irréversibles donc plus coûteux. L'utilisation des heures supplémentaires, le recours au chômage partiel, ou encore les modifications dans l'organisation du travail, sont autant de façons de modifier la productivité par tête. Une fois ces marges de manœuvre épuisées, c'est-à-dire lorsque la variation initiale de la demande apparaît durable, l'ajustement des effectifs employés finit par s'imposer.

Ceci rend nécessaire de recourir à des estimations économétriques du lien entre croissance et emploi où sont distinguées la dimension de court terme, reflétant le cycle de productivité, et la dimension de long terme exprimant les gains de productivité tendancielle. La cible de productivité tendancielle constitue le terme de rappel d'une écriture sous forme de modèle à correction d'erreur. La distinction entre ajustement de court terme et cible de long terme est commune à l'ensemble des équations d'emplois utilisées à des fins de prévisions au sein de l'administration économique. Pour obtenir la cible, on régresse un indicateur de productivité sur un polynôme du temps, généralement une tendance linéaire ou quadratique.

Les spécifications utilisées en France se distinguent suivant l'hypothèse retenue pour les gains tendanciels de productivité. L'INSEE ou la Direction de la Prévision supposent que les gains de productivité sont constants depuis le milieu des années soixante-dix. La DARES, la Banque de France ou l'OFCE estiment que les gains de productivité sont décroissants. C'est par exemple le niveau de la productivité, et non plus son logarithme, qui est régressé sur une tendance linéaire.

En outre, l'emploi peut être spécifié en effectif ou en heures travaillées. Ce choix de spécification n'est pas indépendant du premier. Sur les vingt dernières années, la productivité horaire ralentit plus fortement que la productivité par tête. Une spécification en heures travaillées est donc plutôt compatible avec l'hypothèse de gains de productivité horaire décroissants, alors qu'une spécification en effectif l'est davantage avec celle de gains constants.

Il est *a priori* difficile de trancher entre ces deux types de spécifications qui reposent sur des considérations empiriques d'adéquation aux données plus que sur des éléments d'origine théorique. Pour autant, elles semblent souffrir l'une et l'autre des mêmes insuffisances, à la fois théoriques et empiriques.

1.1 Un modèle théorique restrictif

D'un point de vue théorique, cette modélisation traditionnelle repose sur des hypothèses assez restrictives. Parmi ces restrictions, le rejet *a priori* de l'influence du coût du travail dans une expression représentant l'évolution à long terme de l'emploi peut paraître discutable. Si les modèles macro-économétriques d'inspiration keynésienne ont longtemps retenu ce cadre de référence, il apparaît peu conforme aux données, tant dans les estimations sur données macro-économiques que micro-économiques (Dormont, (1997)). Son introduction dans les équations traditionnelles d'emploi permet d'ailleurs d'expliquer une partie du ralentissement récent de la productivité (Duchêne, Forgeot, Jacquot, (1997)).

Une autre restriction de l'approche traditionnelle des modélisateurs porte sur l'absence de la durée du travail dans les équations d'emplois. En d'autres termes, il est supposé une parfaite substituabilité des hommes aux heures. Pourtant, il est généralement admis que les variations de la durée du travail sont susceptibles de modifier le coût du travail et sa productivité horaire. De plus, lorsqu'elle prend la forme d'une diffusion du temps partiel, comme c'est essentiellement le cas en France depuis le milieu des années quatre-vingt, la baisse de la durée du travail va de pair avec une flexibilité accrue dans la gestion du temps de travail. Le recours au temps partiel permet en effet aux entreprises de coller au plus près aux fluctuations de la demande, qu'elles aient lieu à l'intérieur de la journée de travail, de la semaine, du mois ou de l'année. Pour un volume donné d'heures travaillées, les possibilités de modulation des horaires permises par un recours accru au temps partiel peuvent ainsi se traduire par un accroissement de la productivité horaire.

Une question importante est de savoir quelles sont les conséquences sur l'emploi de cette sensibilité de la productivité horaire à la durée du travail. En fait, il n'y a pas de réponse mécanique à cette question lorsqu'on raisonne au niveau macro-économique. Comme le soulignent Cahuc et d'Autume (1997), les conséquences sur l'emploi dépendent de la nature du chômage. En situation de chômage keynésien, la hausse de la productivité horaire qui résulterait d'une baisse de la durée du travail serait défavorable à l'emploi puisqu'elle permettrait aux entreprises de satisfaire la demande existante en économisant des heures travaillées. En situation de chômage classique, au contraire, une hausse de la productivité horaire est synonyme d'une réduction du coût du travail (lorsque les salaires sont donnés), ce qui est favorable à l'emploi si les facteurs sont suffisamment substituables. La réduction de la durée du travail a alors les mêmes effets qu'un choc favorable de progrès technique (Laffargue et L'Horty, 1997). On retrouve la même alternative avec une autre variable qui joue un rôle essentiel dans la détermination des effets sur l'emploi d'une réduction de la durée du travail : le degré de compensation salariale. Dans une logique d'offre, il est clair qu'une compensation élevée se traduit par une hausse du coût du travail qui pénalise l'emploi. Dans une logique de demande, en revanche, une forte compensation soutient la demande et est bénéfique à l'emploi.

D'un point de vue théorique, il paraît au total préférable de retenir une forme moins restrictive de l'équation d'emploi où les élasticités de ses différents déterminants, la production, le coût et la durée du travail ne sont pas contraintes *a priori*. C'est ce type d'estimation qu'ont mené Laffargue et L'Horty (1997) dans un cadre univarié. L'explication gagne en généralité sans pour autant préjuger des conséquences sur l'emploi. Cette absence de restriction est également conforme à ce que semblent indiquer les données.

1.2. Une modélisation peu compatible avec les données

Expliquer l'évolution de la productivité du travail par une simple tendance déterministe n'est pas seulement théoriquement restrictif, c'est surtout faire le choix d'une modélisation peu compatible avec les données (les séries utilisées dans cette étude sont présentées dans l'annexe 1). Qu'elle soit spécifiée en effectif ou en heures travaillées, la productivité du travail est en effet une variable non stationnaire sur les champs usuels d'observation.

Ainsi, la modélisation traditionnelle de la productivité débouche systématiquement sur des résidus non stationnaires au seuil de 5 %. Comme le montrent les estimations présentées dans l'annexe 2, ce constat est vérifié, que la productivité soit spécifiée en effectif ou en heures travaillées, que l'on observe l'ensemble des secteurs marchands non agricoles ou seulement les secteurs industriels ou non industriels, et enfin que le coût du travail soit ou non présent dans l'estimation. Ces premiers résultats suggèrent que la productivité est non stationnaire et qu'il n'y a pas sur ce terrain de différence entre une modélisation en effectif ou en heures travaillées⁴. Pour tester de manière systématique cette non-stationnarité, trois procédures ont été utilisées : la stratégie de tests de Jobert (1992), les tests de Schmidt-Phillips (1992) et ceux de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) (1992). Les résultats de ces tests de racine unitaire⁵ sont synthétisés dans le tableau ci-dessous (cf. annexe 3 pour plus de détails) :

Tableau 1 – Tests de racine unitaire

Séries en log	Tests de Jobert			Tests de Schmidt-Phillips			Tests de KPSS		
	SMNA ⁶	SI	SNI	SMNA	SI	SNI	SMNA	SI	SNI
. y (valeur ajoutée)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	? ⁷	?	?
. n (effectifs salariés)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	?	?	?
y-n (productivité par tête)	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	?	?	?
w-p (coût réel du travail)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	?	?	?
h (durée du travail)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	I(1)	I(1)	I(1)
y -(n + h) productivité horaire	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T	I(1)	I(1)	I(1)

La stratégie de tests mise au point par Jobert (1992), repose sur l'utilisation des tests usuels de Dickey-Fuller, mais elle a pour avantage de vérifier l'existence d'une racine unitaire dans tous les cas de figures envisageables (présence d'une tendance quadratique, linéaire, d'une constante). Elle indique que toutes les séries sont intégrées d'ordre 1⁸. Les tests de Schmidt-Phillips (1992) confirment ce résultat et révèlent en outre que la plupart de ces séries possèdent une tendance linéaire⁹. En ce qui concerne les tests de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) (1992), qui testent à la différence des tests de racines unitaires précédents, l'hypothèse nulle de stationnarité autour d'un trend linéaire, contre

⁴ Maurel (1990) trouvait, au contraire, que seule la productivité horaire était non stationnaire. Elle utilisait des données trimestrielles couvrant la période 1970-1989.

⁵ On trouve parfois également la terminologie « tests de racine unitaire ».

⁶ SMNA, SI et SNI signifient respectivement secteur marchand non agricole, secteur industriel et secteur non industriel.

⁷ Le point d'interrogation (?) dans certaines cases indique la difficulté de trancher entre un processus I(1) et un processus I(0) + T (cf. annexe 3, tableau 3 pour plus de détails).

⁸ Les tests de Dickey-Fuller sont toutefois peu puissants, puisqu'ils conduisent trop peu souvent au rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire.

⁹ Rappelons que ces tests sont plus puissants que ceux de Dickey-Fuller lorsque le processus considéré possède une tendance linéaire, ce qui semble être le cas ici.

l'hypothèse alternative de racine unitaire, ils ne conduisent pas à des conclusions aussi tranchées : ces conclusions dépendent en effet (en général) de manière cruciale, de la prise en compte (ou non) dans les statistiques calculées de l'autocorrélation éventuelle des résidus. Cependant, pour deux séries (la durée individuelle du travail et la productivité horaire), et quelque soit le secteur considéré, on ne rejette pas dans tous les cas, l'hypothèse de racine unitaire. Soulignons enfin, que ces trois types de tests ont également été appliqués à toutes les séries en niveau; ce qui conduit à des résultats très marginalement modifiés : quel que soit le secteur considéré, l'hypothèse de stationnarité autour d'un trend linéaire de la productivité par tête demeure acceptée au seuil de 5 %, mais refusée pour la productivité horaire.

2. L'EFFET DE LA DUREE DU TRAVAIL SUR L'EMPLOI : UN CADRE THEORIQUE

Pour ces raisons d'ordre théorique et empirique, la modélisation de la productivité par une simple tendance déterministe paraît donc insatisfaisante. Une alternative consiste à se demander si le fait d'adopter des spécifications plus générales, compatibles avec des rendements d'échelle non constants et/ou une imparfaite substituabilité des hommes aux heures travaillées ne permet pas d'obtenir une modélisation empiriquement plus satisfaisante. Avant de le vérifier, il importe de se donner un cadre théorique permettant de fonder une équation d'emploi qui soit la forme estimable d'une relation de long terme. Cela est indispensable si l'on veut donner une interprétation structurelle mettant en jeu les paramètres cruciaux qui déterminent l'emploi.

Le modèle retenu ici est à la fois simple et général. Il est simple car on ne va distinguer que deux facteurs de production, travail et capital, exprimés en unités efficaces, on va se situer dans le cas d'une entreprise représentative qui minimise ses coûts de production et l'on ne va considérer que les élasticités conditionnelles de l'emploi à ces trois déterminants. L'expression log-linéaire de notre équation d'emploi sera du type : $n = ay + bw + ch$, où n désigne les effectifs occupés, y le niveau de production, w le coût réel du travail, et h la durée du travail, toutes ces variables étant exprimées en logarithmes. Devant chacune de ces variables, les différents paramètres désignent les élasticités conditionnelles de l'emploi à chacune des variables. Bien entendu, une hausse du coût du travail modifie le niveau d'emploi à la fois à production donnée, au travers des possibilités de substitution entre facteurs, et aussi via la modification du niveau de production liée à la variation des prix qui accompagne celle des coûts de production (effet « volume »). Les élasticités inconditionnelles capturent l'ensemble de ces effets alors que des élasticités conditionnelles correspondent seulement aux effets à production donnée (hors effet « volume »). Nous nous limitons ici aux élasticités conditionnelles car ce sont celles qui sont évaluées dans notre estimation économétrique. Il est de toute façon probable que la différence soit faible au niveau agrégé où nous nous situons, puisque le pouvoir de marché est plus élevé au niveau macroéconomique et que l'effet volume baisse avec ce dernier.

Le modèle sera néanmoins très général dans la mesure où nous n'allons pas spécifier la fonction de production, que l'on supposera seulement homogène de degrés θ , ni la nature des rendements d'échelle, les structures de marché, le degré de substituabilité capital-travail ou encore celui des hommes aux heures travaillées.

2.1. La demande conditionnelle de travail

La demande de travail conditionnelle qui rend minimale les coûts de production à niveau donné du produit vérifie le lemme de Shéphard : $\bar{L} = C_W(W, R, Y)$ où C_W est la dérivée de la fonction de coût par rapport au coût du travail. En différenciant cette équation, on introduit les dérivées secondes de la fonction de coût par rapport à ses trois arguments (coût du travail, coût du capital et niveau de production).

$$d\bar{L} = C_{WW}dW + C_{WR}dR + C_{WY}dY \quad (1)$$

Ces termes sont aussi les dérivées partielles de l'emploi par rapport à ces mêmes arguments, d'après le lemme de Shéphard. Ils peuvent être réécrits pour faire apparaître les élasticités de l'emploi au coût du travail, à celui du capital et au niveau de production.

$$\begin{aligned} C_{WW} &= \frac{L}{W} \bar{\eta}_W^L \\ C_{WR} &= \frac{L}{R} \bar{\eta}_R^L = -\frac{L}{R} \bar{\eta}_W^L \\ C_{WY} &= \frac{L}{Y} \bar{\eta}_Y^L \end{aligned} \quad (2)$$

En introduisant ces élasticités dans l'expression (1) et en divisant par L, on obtient une expression de la demande conditionnelle de travail où le taux de croissance de l'emploi ne dépend que du taux de croissance du coût relatif du travail et de celui de la production.

$$\frac{dL}{L} = \bar{\eta}_W^L \left(\frac{dW}{W} - \frac{dR}{R} \right) + \eta_Y^L \frac{dY}{Y} \quad (3)$$

Il suffit alors de déterminer la valeur des élasticités pour disposer d'une spécification complète de la demande de travail. L'élasticité conditionnelle de l'emploi au coût du travail peut être exprimée en fonction de l'élasticité de substitution entre capital et travail $\sigma = \frac{C_{WR}}{C_W C_R}$ et de la part des salaires

dans la valeur ajoutée (notée s). L'élasticité de la production par rapport à l'emploi est quant à elle égale au degré d'homogénéité de la fonction de coût qui est l'inverse de celui de la fonction de production, θ .

$$\frac{dL}{L} = -\sigma(1-s) \left(\frac{dW}{W} - \frac{dR}{R} \right) + \frac{1}{\theta} \frac{dY}{Y} \quad (4)$$

On obtient ainsi une nouvelle expression de la demande conditionnelle de travail, dont le taux de croissance diminue lorsque celui du coût relatif du travail augmente, d'autant plus que les possibilités de substitution sont fortes, et lorsque la production diminue. Cette expression est très générale et est en particulier indépendante de la technologie utilisée, c'est-à-dire de la nature de la fonction de production ou des fonctions qui lui sont associées (fonction de coût ou de profit).

2.2. Les effets de la durée du travail

Jusqu'ici, le rôle de la durée du travail n'a pas été explicité, les facteurs K et L étant mesurés en unités efficaces. Pour introduire la durée du travail, il est nécessaire de détailler le contenu de chaque facteur. La durée du travail est alors susceptible d'affecter le niveau d'emploi par l'intermédiaire de trois relais : son impact sur la productivité horaire du travail, celui sur la durée d'utilisation des équipements et le degré de compensation salariale associé aux variations de la durée du travail. Nous supposons une durée du travail exogène qui est réaliste dans le cas français où une durée légale s'impose à l'ensemble des entreprises et où les heures supplémentaires sont assez fortement taxées.

Le premier relais s'obtient en considérant que le travail en unité efficace correspond au produit des effectifs employés N par une fonction d'effort, $e(h)$ dont l'argument est la durée du travail.

$$L = Ne(h) \quad (5)$$

Nous ne précisons pas la forme de cette fonction d'effort, qui a probablement le profil d'une courbe en cloche dans un plan durée du travail/effort. Nous utiliserons uniquement l'élasticité de l'effort à la durée du travail, notée η_h^e . Pour une faible durée du travail, une petite hausse de la durée peut augmenter plus que proportionnellement l'effort ($\eta_h^e > 1$), du fait d'un effet de « mise en train » lié à l'existence de temps morts dans le processus de production tels que la mise en train du matin, les temps de formation, les pauses incompressibles, bref l'ensemble du temps perdu non directement productif qui constitue un coût fixe grevant le temps de travail indépendamment de sa durée quotidienne ou hebdomadaire. La productivité horaire est alors une fonction croissante de la durée du travail. Pour des durées plus élevées, cet effet est compensé par un « effet fatigue », lié aux défaillances ou aux incidents dans le processus de production qui augmentent avec la durée du travail. Lorsque l'élasticité est unitaire, les deux effets se compensent et les hommes et les heures sont de parfaits substituts au sein des heures travaillées¹⁰. L'élasticité diminue ensuite avec la durée du travail jusqu'à devenir négative pour durées très élevées où l'effet fatigue est très dominant. La productivité horaire est alors une fonction décroissante de la durée du travail.

Le deuxième relais par lequel la durée du travail modifie le niveau de l'emploi met en jeu l'utilisation du capital. Le capital en unités efficaces correspond en effet au stock de capital physique \tilde{K} multiplié par la durée d'utilisation des équipements qui dépend elle-même de la durée du travail.

$$K = \tilde{K}d(h) \quad (6)$$

Nous ne précisons pas non plus la forme de la fonction $d(h)$ et nous n'utiliserons que l'élasticité de la durée d'utilisation des équipements par rapport à la durée du travail, notée η_h^d . Cette élasticité dépend de l'ampleur des réorganisations qui accompagnent les inflexions de la durée du travail. S'il n'y a aucune réorganisation du travail lorsque la durée du travail varie, le nombre d'ouvriers par poste est constant, la durée d'utilisation des équipements est strictement proportionnelle à la durée du travail et $\eta_h^d = 1$. En revanche, s'il y a de fortes réorganisations qui se traduisent par une hausse du nombre d'ouvrier par poste à l'occasion d'une baisse de la durée du travail, la durée d'utilisation des équipements peut être inchangée ($\eta_h^d = 0$), voire même augmentée ($\eta_h^d < 0$).

Un troisième effet de la durée du travail peut être mis en évidence. Il s'agit de l'impact d'une variation de la durée du travail sur le salaire horaire qui dépend du degré de compensation salariale qui accompagne une baisse de la durée du travail. En pratique, il est assez fréquent qu'une baisse de la durée du travail soit accompagnée d'une augmentation du salaire horaire. On parle de compensation salariale intégrale lorsque la hausse du salaire horaire est telle qu'elle laisse inchangée le salaire mensuel. Pour prendre en compte cet effet, il suffit de définir le salaire horaire effectif W en fonction

¹⁰ L'hypothèse d'une parfaite substituabilité entre les hommes et les heures correspond au cas particulier où ces deux effets se compensent intégralement. C'est l'hypothèse retenue dans le recensement d'études empiriques effectué par Hart (1987). Dans le cas de la France, l'étude de Marchand, Rault et Turpin (1983) suggère plutôt que l'effet fatigue est dominant et que la baisse de la durée du travail telle qu'elle a été menée en 1982 conduit à un accroissement de la productivité horaire. Cette et Taddei (1993) rappellent qu'une hypothèse traditionnelle des modélisateurs est de retenir des gains de productivité horaires correspondant à 50 % de la réduction du temps de travail (soit $\eta_h^e = 0,5$ avec nos notations).

du salaire horaire numéraire w et de la durée du travail, $W = \frac{wh}{e(h)}$ et de poser que le salaire horaire numéraire est relié à la durée du travail par une relation du type : $wh^\gamma = cste$. La compensation salariale est nulle lorsque $\gamma = 0$, elle est intégrale lorsque $\gamma = 1$.

Pour prendre en compte ces trois relais dans l'expression de la demande de travail ¹¹ donnée par les relations (3) ou (4), il importe en premier lieu de distinguer l'emploi mesuré en effectifs occupés, noté N , de l'emploi mesuré en heures travaillées, noté H , et de l'emploi mesuré en unité efficaces, noté L . L'emploi en heures travaillées est par définition égal au produit de l'emploi en effectif par la durée du travail.

$$H = Nh \quad (7)$$

Le taux de croissance des effectifs occupés est ainsi comptablement égal au taux de croissance des heures travaillées diminué de celui de la durée du travail.

$$\frac{dN}{N} = \frac{dH}{H} - \frac{dh}{h} \quad (8)$$

Les heures travaillées peuvent quant à elle être exprimées relativement à l'emploi en unité efficace en combinant les expressions (5) et (7).

$$H = \frac{Lh}{e(h)} \quad (9)$$

Si l'on différencie cette expression tout en tenant compte du fait que l'emploi en unité efficace est sensible à la durée du travail on obtient après quelques calculs une équation où les heures travaillées dépendent seulement de l'emploi en unités efficaces et de la durée du travail.

$$\frac{dH}{H} = \frac{dL}{L} + \left(1 + \eta_h^L - \eta_h^e\right) \frac{dh}{h} \quad (10)$$

L'équation d'emploi en effectif s'obtient avec (8) et (10).

$$\frac{dN}{N} = \frac{dL}{L} + \left(\eta_h^L - \eta_h^e\right) \frac{dh}{h} \quad (11)$$

En substituant le taux de croissance des heures travaillées de l'équation (3) dans l'équation (11), on trouve finalement :

$$\frac{dN}{N} = \bar{\eta}_W^L \left(\frac{dW}{W} - \frac{dR}{R} \right) + \eta_Y^L \frac{dY}{Y} + \left(\eta_h^L - \eta_h^e\right) \frac{dh}{h} \quad (12)$$

Désormais, c'est le taux de croissance des effectifs occupés qui est mis en relation avec le taux de croissance du coût relatif du travail, celui de la production et celui de la durée du travail. Pour spécifier complètement cette équation, il reste à donner la valeur de l'élasticité de l'emploi à la durée du travail.

¹¹ Dans l'étude de Laffargue et L'Horty (1997)à, le premier relais seulement était considéré.

Elle est égale au produit de l'élasticité de l'emploi au coût du travail par l'élasticité du coût du travail à la durée du travail.

$$\eta_h^L = \bar{\eta}_W^L \eta_h^W \quad (13)$$

A l'optimum du producteur, on peut montrer que l'élasticité du coût du travail à la durée du travail dépend des trois nouveaux paramètres associés à l'introduction de la durée du travail.

$$\eta_h^W = 1 - \gamma - \eta_h^e + \eta_h^d \quad (14)$$

L'expression complète de l'équation de demande de travail se déduit alors de (4), (12), (13) et (14).

$$\frac{dN}{N} = -\sigma(1-s) \left(\frac{dW}{W} - \frac{dR}{R} \right) + \frac{1}{\theta} \frac{dY}{Y} - \left[\sigma(1-s) (1 - \gamma - \eta_h^e + \eta_h^d) + \eta_h^e \right] \frac{dh}{h} \quad (15)$$

On en tire par intégration une expression log linéaire de l'emploi en niveau dont les élasticités ont un sens théorique clair. Cette dernière expression sera utilisée pour interpréter théoriquement nos résultats d'estimation.

$$n = -\sigma(1-s)(w-r) + \frac{1}{\theta} y - \left[\sigma(1-s) (1 - \gamma - \eta_h^e + \eta_h^d) + \eta_h^e \right] h + cste \quad (16)$$

Les effectifs occupés diminuent lorsque le coût relatif du travail augmente, d'autant plus que les possibilités de substitution sont importantes, et augmentent avec l'activité (lorsque les rendements d'échelle sont constants, cette équation d'emploi devient une équation de productivité). L'impact de la durée du travail est moins immédiat à commenter. Selon l'expression (11), l'effet d'une baisse de la durée du travail sur les effectifs occupés dépend uniquement de son impact sur les heures travaillées en unité efficace et sur la productivité horaire. Par exemple, on trouve le cas très particulier de la « règle de trois » où une baisse de 1 % de la durée du travail augmente les effectifs occupés de 1% lorsque les variations de la durée du travail laissent inchangées les heures travaillées en unité efficace ($\eta_h^L = 0$) et que les hommes et les heures sont de parfaits substituts ($\eta_h^e = 1$). Dans le cas le plus général, l'expression (13) nous dit que le signe de η_h^L est l'inverse de celui η_h^W puisque $\bar{\eta}_W^L$ est toujours négatif. Mais le signe de η_h^W est a priori indéterminé (il est positif si $\gamma + \eta_h^e < 1 + \eta_h^d$) et il en va donc de même pour l'effet d'une baisse de la durée sur les heures travaillées en unité efficace. La baisse de la durée diminue les heures travaillées si elle augmente le coût du travail (η_h^W négatif) et ce sera le cas si elle est compensée par une hausse des salaires horaires (γ proche de un), qu'elle s'accompagne de réorganisations dans le processus de production (η_h^d proche de zéro) et qu'elle a un effet limité sur la productivité horaire (η_h^e proche de un). Alors la baisse de la durée du travail sera défavorable à l'emploi lorsqu'il est mesurée en unités efficaces ou en heures travaillées, mais elle sera néanmoins toujours favorable à l'emploi mesuré en effectif occupé (ssi $\eta_h^e > \eta_h^L$).

L'élasticité de l'effort à la durée du travail, η_h^e , qui mesure le degré de substituabilité des hommes aux heures ou encore l'effet d'une baisse de la durée sur la productivité horaire, est donc un paramètre crucial. Deux effets contraires sont ici en œuvre. Lorsque l'élasticité de l'effort à la durée est élevée, une baisse de la durée augmente peu la productivité horaire du travail, voire même la diminue si cette élasticité est supérieure à l'unité (effet mise en train dominant). Cette baisse de la productivité horaire est favorable à l'emploi dans une stricte logique de substitution des hommes aux heures, comme on le voit dans l'expression (11), mais elle est défavorable à l'emploi puisqu'elle renchérit le coût horaire du travail et diminue les heures travaillées (cf. expression 14). Cet effet défavorable dépend des possibilités de substitution entre facteurs, ce qui n'est pas le cas du premier. Au total, si les possibilités de substitution ne sont pas trop importantes, ($\sigma < \frac{1}{1-s}$), l'effet favorable l'emporte : une forte élasticité de l'effort à la durée renforce donc les effets favorables d'une baisse de la durée sur les effectifs occupés.

3. ESTIMATIONS NON CONTRAINTEES D'EQUATIONS D'EMPLOI MULTIVARIEES

Le recours à des estimations multivariées permet de décrire les interdépendances entre l'emploi, la valeur ajoutée, la durée du travail et le coût du travail sans faire d'hypothèses *a priori* sur la valeur des élasticités reliant ces différentes variables. La présente section propose une modélisation vectorielle à correction d'erreur (VAR-ECM) non contrainte, pour ces quatre variables, et pour chacun des trois secteurs étudiés¹², la période d'estimation allant toujours de 1976-1 à 1996-4 (cf. annexe 4 pour une présentation de la stratégie d'estimation).

Un problème particulier tient à la mesure du coût du capital. Dans les études empiriques recensées par Hamermesh (1993), l'effort consenti par le modélisateur pour mesurer d'autres prix de facteurs que celui du travail, en particulier celui du capital, n'est guère récompensé par une modification sensible des résultats obtenus. Sur des données macro-économiques, Dormont (1997) défend un modèle où coût du travail et du capital sont séparés mais trouve que le coût du capital est systématiquement non significatif. Ces résultats militent pour retenir une spécification où le coût du capital est absent du coût relatif des facteurs et où seul le coût du travail apparaît.

3.1. Résultats des estimations

Le choix du nombre de retards dans l'écriture du modèle VAR-ECM non contraint peut influencer de manière significative les résultats de l'estimation¹³ et il importe donc de le déterminer sur la base de considérations à la fois économique et statistique. Trois critères nous sont apparus ici pertinents : (i) l'utilisation des critères d'information de Schwarz et de Hannan, ainsi que des tests de Fisher globaux, (ii) l'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus des équations du modèle, (iii) la cohérence des paramètres estimés avec la théorie économique concernant l'impact des différentes variables sur l'emploi. Au terme de ces investigations, nous avons finalement retenu un modèle comportant un retard de quatre trimestres dans les secteurs marchands non agricoles et industriels et de cinq trimestres dans les secteurs non industriels.

¹² Précisons que le modèle structurel testé est bien sur le même pour chacun des trois secteurs et est donné par l'équation (12). Néanmoins, empiriquement, nous sommes amené à spécifier et estimer trois spécifications à correction d'erreur différentes une pour chaque secteur, ce qui nous conduit à parler à certains moments de trois modèles VAR-ECM.

¹³ Ce choix est une des étapes cruciales de l'analyse : les simulations réalisées par Boswijk et Franses (1992), Gonzalo (1994) révèlent en effet qu'un nombre de retards trop petit conduit à sous estimer le nombre de relations de long terme, tandis qu'un nombre de retards trop grand conduit à le surestimer.

L'étape suivante consiste à tester le nombre de relations de co-intégration existant entre les quatre variables modélisées. Ces tests ont été menés dans un premier temps dans un système où la constante n'est pas contrainte, mais où le trend linéaire est contraint de figurer exclusivement dans les relations de long terme¹⁴. Nous avons alors testé simultanément le rang de co-intégration et le statut des termes déterministes¹⁵. Les statistiques des deux tests du rapport de vraisemblance proposés par Johansen (tests de la trace et de la valeur propre maximale), ainsi que les valeurs critiques extraites de Osterwald-Lenum (1992), sont reportées dans le tableau 2. Ces tests permettent de conclure dans chaque groupe de secteurs à la présence d'une relation de long terme entre les quatre variables du système¹⁶. Ce résultat n'était pas immédiat, puisque comme l'ont montré Engle et Granger (1987), il peut exister jusqu'à trois relations de co-intégration entre quatre variables.

Tableau 2 - Estimation du nombre de relations de co-intégration

a) Secteur Marchand non Agricole

Ho contre Ha	Test du λ max		Test de la trace	
	Statistique	Valeur critique (à 5 %)	Statistique	Valeur critique (à 5 %)
$r = 0$ contre $r = 1$	49.16 **	30.5	78.93 **	63.0
$r \leq 1$ contre $r = 2$	20.73	25.5	29.77	42.4
$r \leq 2$ contre $r = 3$	5.15	19.0	9.03	25.3
$r \leq 3$ contre $r = 4$	3.88	12.2	3.88	12.2

b) Secteur Industriel

Ho contre Ha	Test du λ max		Test de la trace	
	Statistique	Valeur critique (à 5 %)	Statistique	Valeur critique (à 5 %)
$r = 0$ contre $r = 1$	42.63 *	30.5	68.37 *	63.0
$r \leq 1$ contre $r = 2$	14.85	25.5	25.74	42.4
$r \leq 2$ contre $r = 3$	7.74	19.0	10.89	25.3
$r \leq 3$ contre $r = 4$	3.14	12.2	3.14	12.2

¹⁴Rappelons qu'un trend linéaire non nul en dehors des relations de long terme indique la présence d'un trend quadratique dans chacune des composantes du système pris en niveau, puisque le système est écrit en différences premières, ce qui n'est pas satisfaisant d'un point de vue économique.

¹⁵ Il est aujourd'hui bien connu que les lois asymptotiques des tests du nombre de relations de co-intégration ne sont pas invariantes à la prise en compte des variables déterministes. En particulier, ces lois sont conditionnées par la présence éventuelle d'une constante ou d'un trend linéaire dans les relations de long terme. Il convient donc de donner un statut judicieux à ces termes déterministes, d'où la nécessité d'avoir recours à des tests.

¹⁶ Les résultats de l'analyse de la co-intégration ne se trouvent pas modifiés, si on utilise les valeurs critiques récemment retabulées par Pesaran, Shin and Smith (1999).

c) Secteur non Industriel

Ho contre Ha	Test du λ max		Test de la trace	
	Statistique	Valeur critique (à 5 %)	Statistique	Valeur critique (à 5 %)
$r = 0$ contre $r = 1$	30.84 *	28.1	63.88 **	53.1
$r \leq 1$ contre $r = 2$	16.25	22	33.03	34.9
$r \leq 2$ contre $r = 3$	11.74	15.7	16.78	20.0
$r \leq 3$ contre $r = 4$	5.04	9.2	5.04	9.2

* et ** indiquent la significativité respectivement au seuil de 5 % et 10 %.

Le tableau 3 regroupe pour chacun des trois secteurs les estimations par le maximum de vraisemblance des vecteurs de co-intégration, ainsi que les termes à correction d'erreur.

Tableau 3 - Estimations par le maximum de vraisemblance des vecteurs de co-intégration normalisés et coefficients à correction d'erreur

Variables	Vecteurs de co-intégration normalisés		
	<i>SMNA</i>	<i>SI</i>	<i>SNI</i>
n	1.000	1.000	1.000
y	-0.786	-1.172	-0.555
h	0.083	0.762	0.254
(w-p)	0.083	0.304	0.212
constante	-	-	-4.068
trend	-0.003	0.006	-

Variables	Coefficients à correction d'erreur		
	<i>SMNA</i>	<i>SI</i>	<i>SNI</i>
n	-0.014	-0.020	-0.011
y	0.262	0.162	0.175
h	-0.016	0.018	-0.024
(w-p)	0.244	0.069	0.188

Ainsi, la relation de long terme existant entre les quatre variables modélisées s'écrit pour chacun des trois secteurs comme suit :

$$n_t = 0.786 y_t - 0.083 h_t - 0.083 (w-p)_t - 0.003 \text{ trend} \quad (\text{SMNA})$$

$$n_t = 1.172 y_t - 0.762 h_t - 0.304 (w-p)_t - 0.006 \text{ trend} \quad (\text{SI})$$

$$n_t = 0.555 y_t - 0.254 h_t - 0.212 (w-p)_t + 4.068 \quad (\text{SNI})$$

3.2. Tests de robustesse

Avant de commenter les résultats de ces estimations, quelques précisions sur leur robustesse sont nécessaires. Des tests systématiques du rapport de vraisemblance sur la forme des composantes déterministes ont été effectués. Ces tests conduisent à accepter l'écriture du système sous la forme d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VAR-ECM) avec une constante non contrainte dans le court terme et un trend linéaire présent dans les relations de long terme pour le secteur industriel et le secteur marchand non agricole et avec une constante contrainte dans le long terme pour le secteur non industriel. Qui plus est, la normalisation retenue suffit dans les deux cas à identifier les paramètres de la relation de co-intégration (voir à ce sujet l'annexe 4). Par ailleurs, plusieurs statistiques de tests ont été calculées afin d'apprécier la qualité de l'estimation multivariée (tests du Multiplicateur de Lagrange d'autocorrélation des résidus à l'ordre 5, tests d'hétéroscédasticité de White (1980), tests pour détecter la présence de résidus ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), test de normalité des résidus de Jarque-Bera). Ces tests révèlent que les principales hypothèses faites sur les résidus sont satisfaites pour les quatre équations des trois modèles VAR-ECM.

Afin d'affiner ces premiers résultats et améliorer la spécification statistique des modèles VAR-ECM estimés, trois types de tests supplémentaires ont été effectués. Pour ne pas alourdir inutilement la présentation, ces résultats ne sont pas reproduits ici.

- Dans un premier temps, il s'agit d'appréhender plus précisément la structure de l'espace co-intégrant, c'est à dire de s'assurer de l'appartenance des variables modélisées à la relation de co-intégration mise en évidence précédemment. Ces tests indiquent que ces quatre variables font effectivement bien partie de la relation de co-intégration estimée et cela quel que soit le secteur considéré.

- Dans un second temps, nous avons re-testé la stationnarité de chacune des variables modélisées autour d'un trend linéaire pour le secteur marchand non agricole et le secteur industriel¹⁷. Par exemple, pour tester si la production (q) est stationnaire autour d'un trend linéaire dans le secteur marchand non agricole, il suffit de tester si le vecteur $b' = (1 \ 0 \ 0 \ 0 \ a)$ fait partie de la relation de long terme. Ces tests rejettent à chaque fois l'hypothèse de stationnarité de chacune des quatre variables autour d'un trend déterministe. Il est également intéressant de tester si pour ces deux secteurs, la productivité par tête et la productivité horaire sont stationnaires autour d'un trend linéaire. Ces tests indiquent que cette hypothèse est très largement rejetée et cela quel que soit le seuil de significativité retenu pour chacun des deux secteurs. Ainsi les résultats des tests de stationnarité effectués dans le cadre multivarié, où sont modélisées explicitement les interdépendances entre les variables, sont cohérents avec les résultats des tests de stationnarité effectués précédemment dans le cadre univarié. Ces tests indiquent que pour le secteur marchand non agricole et le secteur industriel, les variables sont caractérisées par une non-stationnarité stochastique (ie intégrées d'ordre 1) plutôt que par une non-stationnarité déterministe (ie stationnaire autour d'un trend).

- Enfin, dans un troisième temps, ayant précisé la structure de l'espace co-intégrant, il importe de se demander si la relation de long terme mise en évidence pour chacun des trois secteurs figure explicitement dans toutes les équations du modèle VAR-ECM. C'est un test d'exogénéité faible des différentes variables du système pour les paramètres de long terme (cf. annexe 4 pour plus de détails). Ce type de test vérifie si l'hypothèse structurelle imposée a priori par les modélisateurs dans les équations d'emploi univariées, à savoir l'exogénéité des variables figurant dans le membre de droite, est ici satisfaite¹⁸. Ces tests révèlent que pour chacun des trois secteurs, les variables (production, coût du travail et durée individuelle du travail) sont faiblement exogènes au seuil de 5 % pour les

¹⁷ Les résultats de ces tests ne présentent que très peu d'intérêt pour le secteur non industriel, puisque dans ce secteur, la relation de co-intégration ne comporte pas de trend linéaire, mais seulement une constante.

¹⁸ Cette hypothèse n'a en effet aucune raison particulière d'être vérifiée empiriquement.

paramètres de long terme. Ainsi, sur la période 76.1-96.4, on peut mener une inférence valide (sans perte d'information) à partir de cette seule équation d'emploi, sans modéliser explicitement les trois équations décrivant l'évolution de la production, la durée individuelle du travail et le coût du travail.

Des hypothèses structurelles ont également ensuite été testées comme l'égalité du coefficient des effectifs à 1 et l'égalité jointe des coefficients des effectifs et de la durée du travail à 1, mais celles-ci ont toutes été rejetées et cela quelque soit le secteur considéré. Enfin, le système a été réestimé par les moindres carrés récursifs jusqu'en 1996-4. Cette méthode d'estimation est d'utilisation courante dans les études appliquées, puisqu'elle permet de suivre l'évolution et les réactions du vecteur des coefficients estimés lorsqu'on intègre à chaque fois une nouvelle information dans l'estimation. Qui plus est, elle offre également la possibilité de construire des graphiques et d'effectuer des tests, afin d'apprécier la stabilité des paramètres au cours du temps et permet d'effectuer des tests de Chow afin de détecter une éventuelle rupture. Les graphiques reproduits dans l'annexe 5 ont été construits en réestimant successivement le modèle, mais pour une période à chaque fois plus longue (la première estimation a été réalisée sur la période 76.1 - 83.2). L'examen de ces graphiques n'indique pas de rupture particulière dans les trois secteurs, si bien que les paramètres de ces trois modèles VAR-ECM semblent être stables au cours du temps, comme le confirment les graphiques de stabilité globale. Ainsi, à l'issue de ces tests de stabilité des paramètres et des tests de spécification des résidus effectués précédemment, il apparaît que les trois modèles VAR-ECM estimés sont une représentation acceptable des données.

3.3. Commentaires économiques

Dans les trois estimations, l'ensemble des coefficients ont un signe compatible avec les prédictions du modèle théorique présenté à la section précédente. Le coût réel du travail ($w-p$) et la durée individuelle du travail apparaissent avec un signe négatif. A long terme, et lorsque les interdépendances entre variables sont considérées, réduction du coût et de la durée du travail vont ainsi de pair avec un accroissement de l'emploi, dans les secteurs marchands non agricoles comme dans les secteurs industriels et non industriels. Les différences entre ces deux ensembles de secteurs sont néanmoins fortes.

L'équation (16) permet de délivrer une interprétation structurelle des résultats d'estimation. L'identification des différents paramètres qui en résulte est donnée dans le tableau 4. Tout d'abord, les rendements d'échelle (paramètre θ) seraient légèrement croissants au niveau de l'ensemble des secteurs marchands, légèrement décroissants au niveau des secteurs industriels et croissants dans les secteurs non industriels où la productivité est plus faible et la croissance plus riche en emploi. Ensuite, capital et travail seraient peu substituables au niveau de l'ensemble des secteurs, et l'emploi serait donc peu sensible à son coût au niveau agrégé. On retrouve un résultat traditionnel des modèles macro-économétriques français, largement commenté par Dormont (1997). Néanmoins, comme le suggérait cet auteur, les possibilités de substitution seraient plus marquées au niveau désagrégé. Les élasticités de substitution sont en effet plus fortes dans les secteurs non industriels et plus encore dans les secteurs industriels où les possibilités de substitution sont proches de celles d'une fonction de production de type Cobb-Douglas¹⁹. L'élasticité de l'emploi au coût du travail serait ainsi proche de 0,2 dans les secteurs non industriels et de 0,3 dans les secteurs industriels, ce qui correspond à la valeur centrale donnée par Hamermesh (1993) dans son survol des études appliquées menées dans d'autres pays que la France.

¹⁹ Des possibilités de substitution plus fortes au niveau désagrégé qu'au niveau agrégé suggèrent des phénomènes de déversement de l'emploi entre secteurs d'activité à l'occasion de modifications du coût du travail, phénomènes que ne capturent pas les élasticités agrégées. Ces phénomènes expliquent également les écarts entre les niveaux agrégés et désagrégés pour les autres paramètres.

Tableau 4 – Identification des paramètres structurels

	θ	σ	$\bar{\eta}_W^L$	η_h^N
SMNA	1,27	0,28	-0,08	-0,17
SI	0,85	1,01	-0,3	-1,07
SNI	1,8	0,7	-0,21	-0,47

Note : pour tous les secteurs, $s = 0,7$. Dans les estimations des trois relations de cointégration, le coût du travail est un coût par tête et non un coût horaire, ce qui modifie l'élasticité des effectifs à la durée du travail.

L'effet d'une baisse de la durée du travail sur les effectifs occupés est toujours favorable mais plus nettement au niveau désagrégé qu'au niveau agrégé. Dans les secteurs non industriels, une baisse de la durée du travail de 10 % engendre une progression des effectifs occupés de près de 5 % (et donc une baisse des heures travaillées de 5 %). On fait ainsi un peu moins de la moitié de la règle de trois dans ces secteurs. L'impact est le plus favorable dans les secteurs industriels où une baisse de la durée du travail laisse inchangée les heures travaillées, voire les augmentent légèrement, et augmente fortement les effectifs occupés (on est proche de la règle de trois)²⁰.

Ce résultat pour les secteurs industriels est d'autant plus remarquable que l'emploi y apparaît plus sensible au coût du travail que dans les secteurs non industriels, ce qui n'est pas une condition favorable du point de vue de l'emploi. Pour interpréter cet effet de la durée du travail plus marqué dans les secteurs industriels, il importe de pouvoir décomposer ce qui est lié à l'élasticité de l'effort à la durée du travail d'une part, et ce qui vient des autres paramètres, d'autre part. Notre stratégie d'estimation ne nous permet pas d'identifier chacun de ces paramètres dans l'absolu mais on peut toujours calculer la valeur de l'un d'entre eux conditionnellement à celle des autres, que l'on se donne par hypothèse. C'est l'objet du tableau 5 où l'on retient deux hypothèses extrêmes pour le degré de compensation salariale et l'élasticité de la durée d'utilisation du capital à celle du travail afin d'en déduire la valeur de l'élasticité de l'effort à la durée du travail.

Tableau 5 – Identification conditionnelle de l'élasticité de l'effort à la durée (η_h^e)

	Valeur minimale ($\eta_h^d - \gamma = 1$)	Valeur centrale ($\eta_h^d - \gamma = 0$)	Valeur maximale ($\eta_h^d - \gamma = -1$)
SMNA	0	0,09	0,18
SI	0,66	1,09	1,53
SNI	0,054	0,32	0,59

On constate qu'il n'est pas possible d'interpréter théoriquement les différences de comportements entre les ensembles de secteurs sans faire jouer un rôle important aux différences dans l'élasticité de l'effort à la durée. Les différences entre secteurs du point de vue du degré de compensation salariale et de l'ampleur des réorganisations joueraient donc un rôle secondaire dans l'explication des effets de la durée du travail sur l'emploi. L'élasticité de l'effort à la durée serait la plus faible au niveau le plus agrégé, où une baisse de la durée du travail se traduirait par une forte hausse de la productivité horaire du travail. Elle aurait une valeur intermédiaire dans les secteurs non industriels et serait la plus forte dans les secteurs industriels. Dans ces secteurs, hommes et heures sont plus substituables qu'ailleurs. Il

²⁰ Rappelons que l'on ne mesure ici que les effets de long terme de la baisse de la durée du travail telle qu'elle s'est produite en France du début 1976 à la fin 1996 : il ne s'agit pas d'un constat prospectif qui serait valide pour une baisse de la durée collective comme celle pratiquée depuis la loi de 1998 sur le passage aux 35 heures dont les modalités sont historiquement originales.

est même vraisemblable qu'une baisse de la durée du travail n'ait aucun effet sur la productivité horaire et qu'elle diminue donc proportionnellement le travail mesuré en unité efficace. Si les secteurs industriels sont ceux où la baisse de la durée du travail produit les effets les plus favorables sur les effectifs occupés, c'est donc parce qu'elle y élève moins qu'ailleurs la productivité horaire du travail ce qui est favorable à l'emploi par effet de partage.

CONCLUSION

L'objet de cette étude était de s'interroger sur les déterminants macro-économique de l'emploi au travers de l'expérience française depuis le milieu des années soixante-dix à l'aide d'estimations multivariées d'équations d'emploi sur des données trimestrielles couvrant la période 1976-1/1996-4. Ces estimations ont été réalisées sur l'ensemble des secteurs marchands non agricoles, et pour une partition de ces derniers entre secteurs industriels d'une part et secteurs non industriels de l'autre afin de considérer la possibilité d'un comportement spécifique de ces derniers. Les conclusions principales qui se dégagent de ce travail sont les suivantes.

L'emploi ne dépend pas que du rythme de croissance. La productivité par tête ou horaire est en effet une variable non stationnaire. Les modèles traditionnels où elle est expliquée par une simple tendance déterministe sont à la fois théoriquement restrictifs et incompatibles avec les propriétés statistiques des données. Le constat d'un enrichissement de la croissance en emploi qui serait apparu en France depuis 1992-1993, obtenu sur la base de telles modélisations, peut donc être mis en doute.

L'emploi dépend aussi de la durée du travail et du coût du travail, dans les secteurs industriels comme dans les secteurs non industriels. La durée modifie la productivité horaire du travail, hommes et heures étant d'imparfaits substituts. Sa prise en compte dans les déterminants de l'emploi est une condition nécessaire et suffisante pour aboutir à une relation stationnaire. Lorsque l'on prend en compte l'ensemble des interdépendances entre l'emploi, l'activité, la durée et le coût du travail, dans le cadre d'une estimation multivariée, on obtient une relation où l'emploi s'élève avec la croissance et se réduit lorsque le coût ou la durée du travail augmentent, dans les secteurs industriels comme dans les secteurs non industriels. Cette relation est bien une équation d'emploi, les trois autres variables étant faiblement exogènes. Elle ne fait pas apparaître une instabilité particulière dans les années quatre-vingt-dix quelque soit le découpage sectoriel considéré. Il n'y a donc pas sur cette période d'excès particulier des créations d'emploi au regard du rythme de croissance, dès lors que l'on prend en compte à la fois les inflexions de la durée du travail et celle du coût du travail.

Enfin, ces estimations suggèrent que la réduction de la durée du travail, telle qu'elle s'est produite en France sur les vingt années observées est bien allée dans un sens favorable à l'emploi. Cet effet positif est le plus marqué dans les secteurs industriels où la baisse de la durée aurait peu modifié les heures travaillées. Dans les secteurs non industriels, la baisse de la durée du travail aurait été plus favorable à la productivité horaire et aurait autant diminué les heures travaillées qu'augmenté les effectifs occupés. Sur un terrain tel que celui de la réduction du temps de travail, cette conclusion ne saurait avoir de dimension prospective.

Annexe 1 Présentation des séries utilisées

La notation retenue est la suivante : les lettres majuscules représentent les séries en niveau, les lettres minuscules représentent les séries en logarithme. y : valeur ajoutée ; n : emploi salarié (en effectif) ; h : durée individuelle de travail ; $(w-p)$: coût réel du travail.

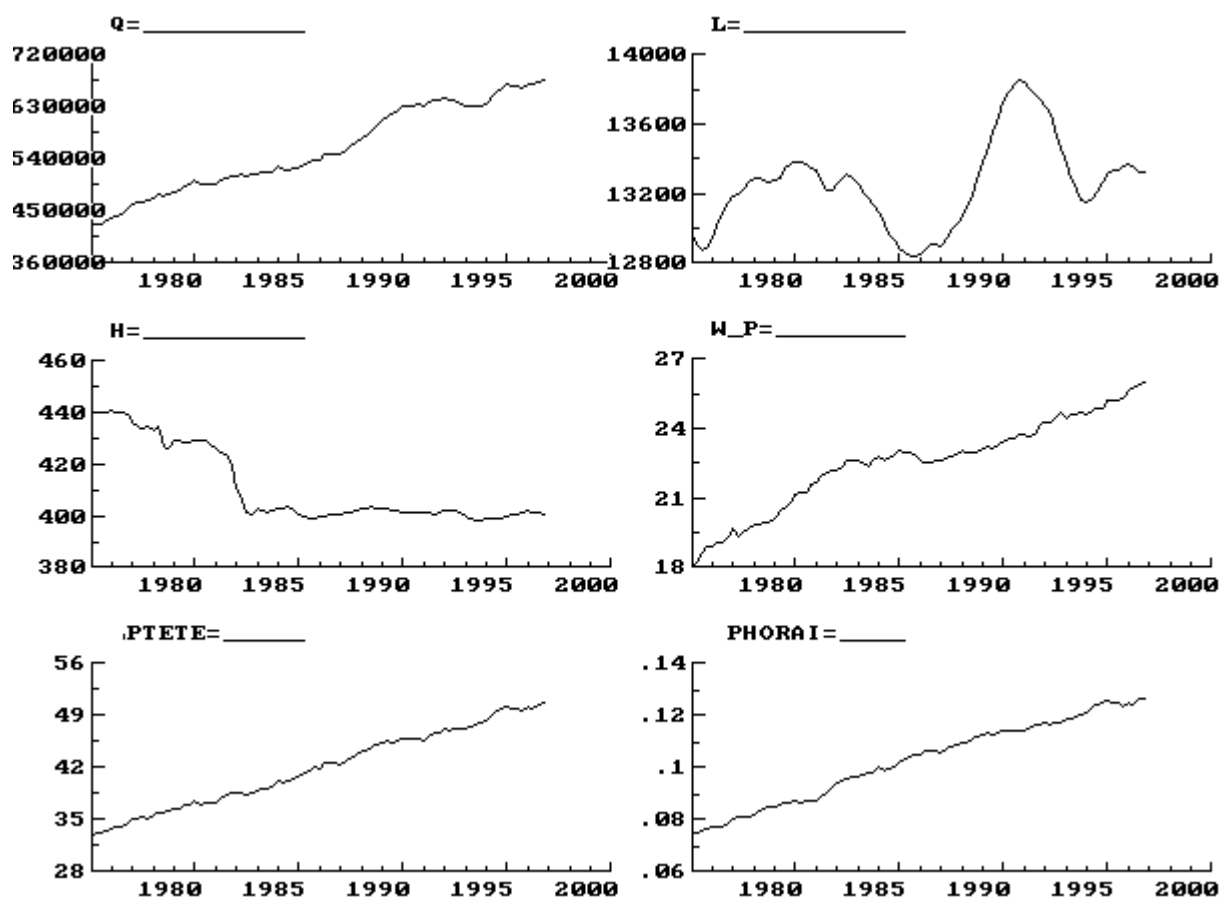
Toutes les séries utilisées pour les secteurs marchands non agricoles (SMNA), les secteurs industriels (SINA), les secteurs non industriels (SNI) sont directement issues des comptes trimestriels, à l'exception de la série de coût du travail qui a fait l'objet d'une construction spécifique. La période d'étude retenue s'étend de 1976-1 à 1993-4 et correspond à des statistiques définitives de l'INSEE.

La série de coût du travail utilisée dans notre étude a été constituée pour chacun des trois secteurs avec un certain nombre d'approximations. Nous en détaillons le calcul pour le secteur marchand non agricole : le coût total du travail (pour l'ensemble des salariés) est la masse salariale brute (R11_V007) auquel il faut ajouter les cotisations sociales employeurs et retrancher les subventions sur rémunérations (R3122_SR7). Ici, les subventions sur rémunérations ont été remplacées par les subventions d'exploitation (R30_SR7). D'autre part, les cotisations sociales sont calculées en appliquant le taux de cotisations des sociétés et quasi-sociétés à la masse salariale du secteur marchand. Le coût réel du travail est alors calculé en déflatant ce coût total (par le prix de la valeur ajoutée PN1_V007/PN1_V008) et en le rapportant à l'effectif salarié des secteurs marchands non agricoles.

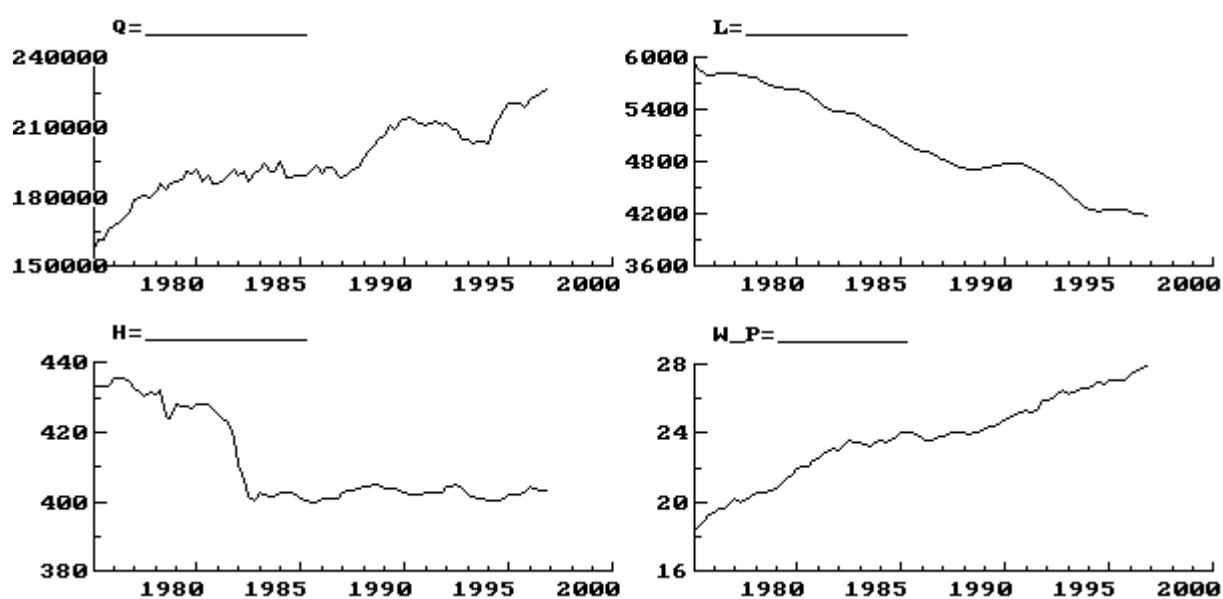
La série de durée du travail utilisée n'est pas celle des comptes trimestriels issus des enquêtes ACEMO qui ne tient pas compte du développement du travail à temps partiel. Il ne s'agit pas non plus de l'indicateur synthétique calculé par la DARES qui prend en compte le développement du temps partiel mais était en cours de réévaluation au moment de la rédaction de cette étude. Nous avons préféré utiliser les séries de durée effective des comptes nationaux que nous avons trimestrialisés. Cela n'a en réalité guère d'impact sur les estimations, ces séries étant très proches de celle de la DARES et étant par ailleurs très proche au niveau des trois champs d'observation qui sont les nôtres. L'utilisation de la série de la Dares ou de celle des comptes annuels ne modifie pas la significativité, le signe et la valeur des coefficients des régressions (les différences essentielles étant capturées par le coefficient de la constante).

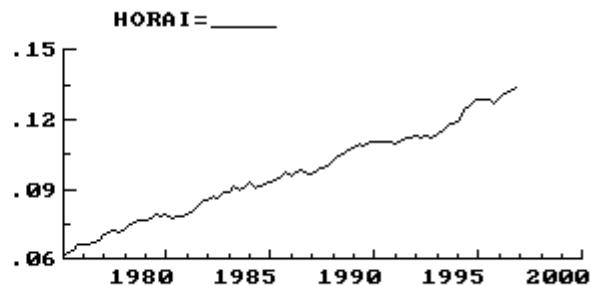
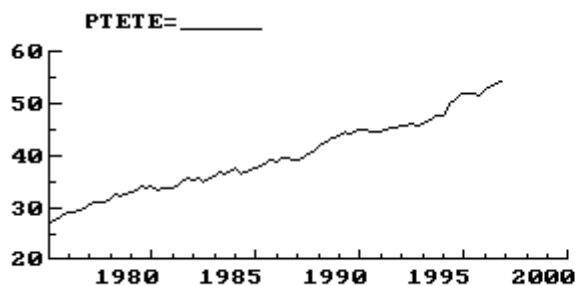
Graphiques des séries

- Secteur Marchand non Agricole

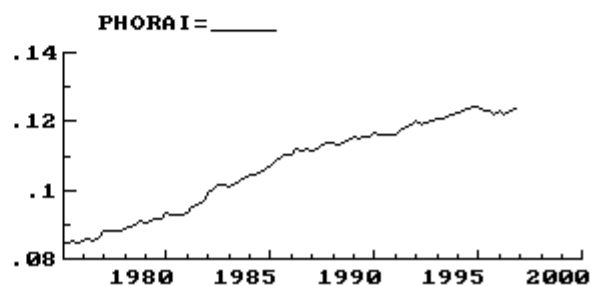
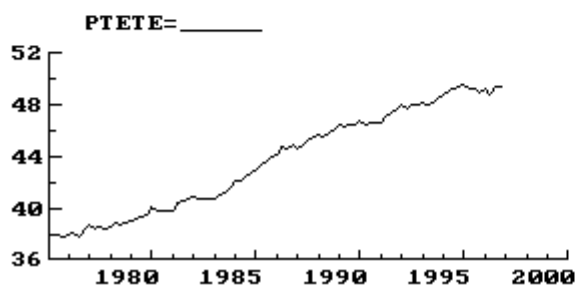
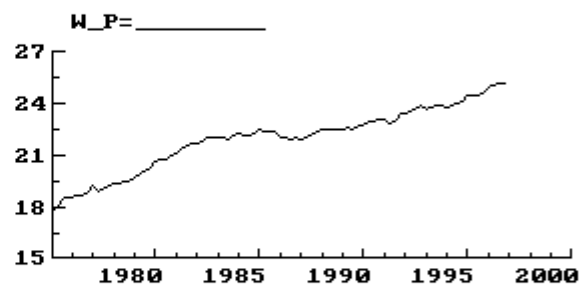
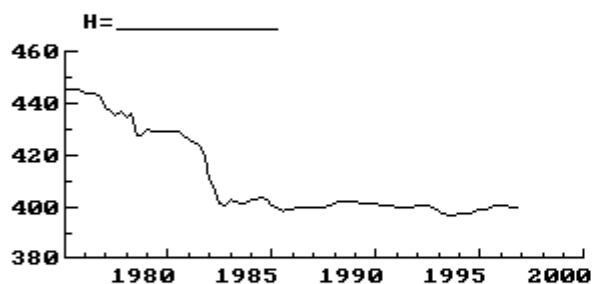
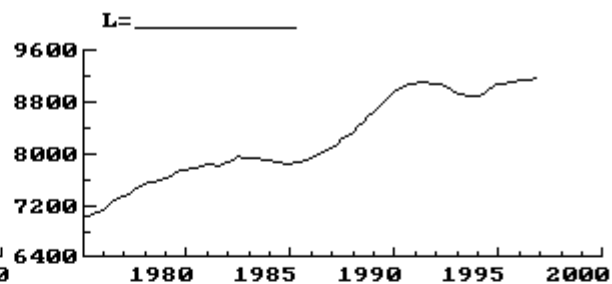
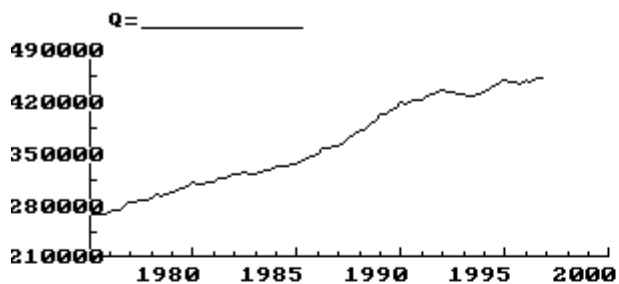


- Secteur Industriel





- Secteur non Industriel



Annexe 2
ESTIMATIONS UNIVARIEES DES CIBLES DE PRODUCTIVITE

TABLEAU 1 - Estimation et test d'une relation de long terme sur la période 76.1 - 96.4²¹

Séries en log	Résidu stationnaire à 5 %	Relation de long terme estimée
Secteurs marchands non agricoles	non ²²	$y_t - (n + h)_t = 0.415 (w-p)_t - 3.790 + 0.004 t + u_t$ <p style="text-align: center;">(3.97)²³ (-12.22) (13.52)</p> <p>Erreur standard = 0.02178 $R^2 = 0.9792$ $\bar{R}^2 = 0.9787$</p>
	non	$y_t - (n + h)_t = -2.557 + 0.006 t + u_t$ <p style="text-align: center;">(-457.91) (56.75)</p> <p>Erreur standard = 0.02366 $R^2 = 0.9751$ $\bar{R}^2 = 0.9748$</p>
Secteurs industriels	non	$y_t - (n + h)_t = 0.335 (w-p)_t - 3.707 + 0.006 t + u_t$ <p style="text-align: center;">(3.050) (-11.30) (15.55)</p> <p>Erreur standard = 0.02196 $R^2 = 0.9874$ $\bar{R}^2 = 0.9871$</p>
	non	$y_t - (n + h)_t = -2.704 + 0.007 t + u_t$ <p style="text-align: center;">(-497.03) (75.96)</p> <p>Erreur standard = 0.02305 $R^2 = 0.9859$ $\bar{R}^2 = 0.9858$</p>
Secteurs non industriels non agricoles	non	$y_t - (n + h)_t = 0.355 (w-p)_t - 3.507 + 0.003 t + u_t$ <p style="text-align: center;">(3.07) (-10.29) (10.01)</p> <p>Erreur standard = 0.02460 $R^2 = 0.9587$ $\bar{R}^2 = 0.9576$</p>
	non	$y_t - (n + h)_t = -2.459 + 0.004 t + u_t$ <p style="text-align: center;">(-403.87) (41.18)</p> <p>Erreur standard = 0.02583 $R^2 = 0.9538$ $\bar{R}^2 = 0.9533$</p>

N.B. Toutes les données sont tirées des comptes trimestriels. L'emploi est l'emploi salarié (en effectif).

²¹ Quand la variable (w-p) n'est pas présente dans l'équation, ceci revient en fait à tester la stationnarité de la productivité horaire autour d'un trend linéaire.

²² Le terme « non » signifie l'absence de relation de co-intégration.

²³ Le chiffre entre parenthèse représente le T Stats.

TABLEAU 2 - Estimation et test d'une relation de long terme sur la période 76.1 - 96.4²⁴

Séries en log	Résidu stationnaire à 5 %	Relation de long terme estimée
Secteurs marchands non agricoles	non ²⁵	$y_t - n_t = -0.082 (w-p)_t + 3.754 + 0.005 t + u_t$ $(-1.59)^{26} \quad (24.44) \quad (30.06)$ <p>Erreur standard = 0.01078 $R^2 = 0.9921$ $\overline{R}^2 = 0.9920$</p>
	non	$y_t - n_t = 3.509 + 0.004 t + u_t$ $(1365.68) \quad (100.53)$ <p>Erreur standard = 0.01088 $R^2 = 0.9919$ $\overline{R}^2 = 0.9918$</p>
Secteurs industriels	non	$y_t - n_t = -0.077 (w-p)_t + 3.587 + 0.007 t + u_t$ $(-0.81) \quad (12.61) \quad (19.57)$ <p>Erreur standard = 0.01904 $R^2 = 0.877$ $\overline{R}^2 = 0.9874$</p>
	non	$y_t - n_t = 3.355 + 0.007 t + u_t$ $(748.20) \quad (81.00)$ <p>Erreur standard = 0.01900 $R^2 = 0.9876$ $\overline{R}^2 = 0.9875$</p>
Secteurs non industriels non agricoles	non	$y_t - n_t = -0.182 (w-p)_t + 4.149 + 0.004 t + u_t$ $(-3.24) \quad (25.02) \quad (22.95)$ <p>Erreur standard = 0.01197 $R^2 = 0.919$ $\overline{R}^2 = 0.9815$</p>
	non	$y_t - n_t = 3.610 + 0.003 t + u_t$ $(1209.50) \quad (62.80)$ <p>Erreur standard = 0.01264 $R^2 = 0.9796$ $\overline{R}^2 = 0.9793$</p>

²⁴ Quand la variable (w-p) n'est pas présente dans l'équation, ceci revient en fait à tester la stationnarité de la productivité par tête autour d'un trend linéaire.

²⁵ Le terme « non » signifie l'absence de relation de co-intégration.

²⁶ Le chiffre entre parenthèse représente le T Stats.

Annexe 3
Résultats des tests d'intégration²⁷

Tableau 1 - : **Stratégie de tests de Jobert**²⁸.

Séries en log Secteurs marchands non agricoles	Nombre de retards nécessaires pour blanchir le résidu selon le critère ²⁹ :		
	Bic	Hannan	Kmax
y (valeur ajoutée)	I(1)	I(1)	I(1)
n (effectifs salariés)	I(1) + C	I(1) + C	I(1)
y-n (productivité par tête)	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T
w-p (coût réel du travail)	I(1)	I(1)	I(1)
h (durée du travail)	I(1)	I(1)	I(1)
y -(n + h) productivité horaire	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T

Séries en log Secteurs industriels	Nombre de retards nécessaires pour blanchir le résidu selon le critère :		
	Bic	Hannan	Kmax
y (valeur ajoutée)	I(1)	I(1)	I(1)
n (effectifs salariés)	I(1)	I(1)	I(1)
y-n (productivité par tête)	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T
w-p (coût réel du travail)	I(1)	I(1)	I(1)
h (durée du travail)	I(1)	I(1)	I(1)
y -(n + h) productivité horaire	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T

Séries en log Secteurs non industriels non agricoles	Nombre de retards nécessaires pour blanchir le résidu selon le critère :		
	Bic	Hannan	Kmax
y (valeur ajoutée)	I(1)	I(1)	I(1)
n (effectifs salariés)	I(1)	I(1)	I(1)
y-n (productivité par tête)	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T
w-p (coût réel du travail)	I(1)	I(1)	I(1)
h (durée du travail)	I(1)	I(1)	I(1)
y -(n + h) productivité horaire	I(1) + T	I(1) + T	I(1) + T

²⁷ Tous ces tests ont été programmés avec le logiciel GAUSS.

²⁸ Nous avons bien sûr vérifié que toutes ces séries ne sont pas intégrées d'ordre 2.

²⁹ Cette stratégie nécessite au préalable de déterminer le nombre de retards permettant d'obtenir un résidu bruit blanc, c'est à dire ayant les « bonnes propriétés » (absence d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité, normalité,...) dans l'équation augmentée de Dickey-Fuller. Trois critères ont été retenus ici : le critère Bic, le critère Hannan et le critère du Kmax, ce dernier s'appuyant sur un test d'hypothèses concernant le coefficient du dernier retard inclus dans l'autorégression estimée.

Tableau 2 - Tests d'intégration de Schmidt-Phillips

Séries en log	Nombre de retards nécessaires pour blanchir le résidu selon le critère :		
	Bic	Hannan	Kmax
Secteurs marchands non agricoles			
y (valeur ajoutée)	0 I(1) + T	0 I(1) + T	0 I(1) + T
n (effectifs salariés)	3 I(1)	3 I(1)	2 I(1)
y-n (productivité par tête)	0 I(1) + T	0 I(1) + T	0 I(1) + T
w-p (coût réel du travail)	0 I(1) + T	0 I(1) + T	0 I(1) + T
h (durée du travail)	0 I(1) + T	1 I(1) + T	1 I(1) + T
y -(n + h) productivité horaire	0 I(1) + T	0 I(1) + T	1 I(1) + T

Séries en log	Nombre de retards nécessaires pour blanchir le résidu selon le critère :		
	Bic	Hannan	Kmax
Secteurs industriels			
y (valeur ajoutée)	0 I(1) + T	0 I(1) + T	0 I(1) + T
n (effectifs salariés)	2 I(1)	3 I(1)	2 I(1)
y-n (productivité par tête)	0 I(1) + T	0 I(1) + T	0 I(1) + T
w-p (coût réel du travail)	0 I(1) + T	0 I(1) + T	0 I(1) + T
h (durée du travail)	0 I(1) + T	1 I(1) + T	1 I(1) + T
y -(n + h) productivité horaire	0 I(1) + T	0 I(1) + T	1 I(1) + T

Séries en log	Nombre de retards nécessaires pour blanchir le résidu selon le critère :		
	Bic	Hannan	Kmax
Secteurs non industriels non agricoles			
y (valeur ajoutée)	0 I(1) + T	0 I(1) + T	0 I(1) + T
n (effectifs salariés)	5 I(1)	5 I(1)	0 I(1) + T
y-n (productivité par tête)	0 I(1) + T	0 I(1) + T	0 I(1) + T
w-p (coût réel du travail)	0 I(1) + T	0 I(1) + T	0 I(1) + T
h (durée du travail)	0 I(1) + T	1 I(1) + T	1 I(1) + T
y -(n + h) productivité horaire	0 I(1) + T	0 I(1) + T	1 I(1) + T

Tableau 3 - Tests d'intégration de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS)

A la différence des tests de racines unitaires précédents, on teste ici l'hypothèse nulle de non-stationnarité déterministe, contre l'hypothèse alternative de non-stationnarité stochastique (présence d'une racine unité). Pour ce faire, deux tests ont été proposés par KPSS :

$$\begin{array}{l} \text{premier test:} \\ \left\{ \begin{array}{l} H_0: I(0)+C \\ H_1: I(1) \end{array} \right. \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{second test:} \\ \left\{ \begin{array}{l} H_0: I(0)+T \\ H_1: I(1) \end{array} \right. \end{array}$$

Les résultats de ces deux tests sont reportés dans les tableaux ci dessous et cela pour chacune des séries utilisées dans cette étude.

Séries en log	nombre de retards pour calculer l'estimateur de la variance de long terme ³⁰ :					
	0		4		8	
Secteurs marchands non agricoles	premier test ³¹	second test ³²	premier test	second test	premier test	second test
y (valeur ajoutée)	8.28 I(1)	0.55 I(1)	1.76 I(1)	0.12 I(0) + T	1.03 I(1)	0.09 I(0) + T
n (effectifs salariés)	1.56 I(1)	0.63 I(1)	0.36 I(0) + C	0.13 I(1)	0.21 I(0) + C	0.08 I(0) + T
y-n (productivité par tête)	8.38 I(1)	0.73 I(1)	1.78 I(1)	0.20 I(1)	1.04 I(1)	0.15 I(1)
w-p (coût réel du travail)	8.24 I(1)	1.77 I(1)	1.75 I(1)	0.40 I(1)	1.02 I(1)	0.25 I(1)
h (durée du travail)	6.10 I(1)	1.70 I(1)	1.31 I(1)	0.37 I(1)	0.78 I(1)	0.23 I(1)
y -(n + h) productivité horaire	7.13 I(1)	1.48 I(1)	1.52 I(1)	0.34 I(1)	0.99 I(1)	0.21 I(1)

Séries en log	nombre de retards (l) pour calculer l'estimateur de la variance de long terme :					
	0		4		8	
Secteurs industriels	premier test	second test	premier test	second test	premier test	second test
y (valeur ajoutée)	7.13 I(1)	0.32 I(1)	1.60 I(1)	0.09 I(0) + T	0.98 I(1)	0.06 I(0) + T
n (effectifs salariés)	8.23 I(1)	0.36 I(1)	1.73 I(1)	0.08 I(0) + T	1.01 I(1)	0.05 I(0) + T
y-n (productivité par tête)	8.23 I(1)	0.25 I(1)	1.75 I(1)	0.07 I(0) + T	1.040 I(1)	0.06 I(0) + T
w-p (coût réel du travail)	7.72 I(1)	1.02 I(1)	1.67 I(1)	0.23 I(1)	0.99 I(1)	0.13 I(1)
h (durée du travail)	5.76 I(1)	1.63 I(1)	1.23 I(1)	0.35 I(1)	0.73 I(1)	0.22 I(1)
y -(n + h) productivité horaire	8.21 I(1)	0.77 I(1)	1.76 I(1)	0.20 I(1)	1.040 I(1)	0.15 I(1)

Séries en log	nombre de retards (l) pour calculer l'estimateur de la variance de long terme :					
	0		4		8	
Secteurs non industriels non agricoles	premier test	second test	premier test	second test	premier test	second test
y (valeur ajoutée)	8.39 I(1)	0.78 I(1)	1.77 I(1)	0.17 I(0) + T	1.03 I(1)	0.11 I(0) + T
n (effectifs salariés)	7.96 I(1)	0.60 I(1)	1.68 I(1)	0.12 I(1)	0.99 I(1)	0.08 I(0) + T
y-n (productivité par tête)	8.42 I(1)	0.98 I(1)	1.76 I(1)	0.24 I(1)	1.02 I(1)	0.16 I(1)
w-p (coût réel du travail)	7.40 I(1)	1.22 I(1)	1.61 I(1)	0.26 I(1)	0.96 I(1)	0.16 I(1)
h (durée du travail)	6.20 I(1)	1.73 I(1)	1.33 I(1)	0.38 I(1)	0.79 I(1)	0.23 I(1)
y -(n + h) productivité horaire	8.17 I(1)	1.80 I(1)	1.72 I(1)	0.40 I(1)	1.00 I(1)	0.25 I(1)

³⁰ l est la troncature retenue dans la fenêtre de Bartlett W (S, l) pour calculer l'estimateur de "la variance de long terme" S² (l), qui figure au dénominateur de la statistique de test de KPSS. Si l est égal à zéro, les erreurs sont supposées être iid, alors que si l est supérieur à zéro, l'estimateur prend en compte les effets éventuels de l'autocorrélation des erreurs.

³¹ La valeur critique à 5% pour le premier test est 0.463.

³² La valeur critique à 5% pour le second test est 0.146.

ANNEXE 4

Stratégie d'estimation multivarié

Pour mettre en œuvre nos estimations multivariées d'équations d'emploi, nous procédons en trois étapes :

Etape 1 : spécification d'un modèle VAR-ECM et test du nombre de relations de co-intégration

Etant donné que la plupart des séries temporelles macro-économiques sont non-stationnaires et intégrées, notre analyse est menée dans un cadre qui tient compte à la fois du degré d'intégration des variables et de l'existence éventuelle de sentiers de long terme entre ces variables. Plusieurs techniques d'estimations et de tests sont maintenant disponibles dans la littérature économétrique pour étudier l'existence de relations de long terme entre un ensemble de variables non-stationnaires (Banerjee et al (1993), Gonzalo (1994)). Dans ce travail, nous utilisons exclusivement la méthode proposée par Johansen, (Johansen (1988), Johansen et Juselius ((1990) et, (1992)), basée sur le maximum de vraisemblance. Cette méthode est en effet couramment utilisée dans les travaux empiriques³³ et elle s'est avérée être le point de départ de nombreux travaux théoriques de spécification de modèles structurels dynamiques à correction d'erreur (Urbain (1992), Boswijk (1995)). Pour distinguer la stationnarité par différenciation de celle par combinaison linéaire, Johansen considère le modèle vectoriel à correction d'erreur (VAR-ECM) suivant, qui n'entraîne aucune perte de généralité par rapport à un modèle VAR (voir Rault (1997) pour une présentation détaillée) :

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t, t=1, \dots, T \quad (1)$$

où

$(X_t)_{t=1, \dots, T}$, est un processus vectoriel de dimension n ,

$(\varepsilon_t) \sim \text{iid } N(0_n, \Sigma)$,

$\Gamma_i, i = 1, \dots, p-1$ sont des matrices carrées de dimension (n, n) , supposées être constantes au cours du temps,

Π est une matrice carrée de dimension (n, n) , de rang r ,

D_t est un vecteur de termes déterministes (constante, trend linéaire, ...)

Σ est une matrice de variance-covariance régulière, définie positive.

Les deux premiers termes du membre de droite de l'équation 1 représentent respectivement la partie de la variation totale du vecteur X_t qui n'est due qu'à des facteurs conjoncturels autour de la tendance de long terme et celle qui est due au déplacement de la cible de long terme.

Lorsque l'équation 1 est réécrite sous la forme $\Phi(L) X_t = \varepsilon_t$, les racines du polynôme $\text{Det}[\Phi(z)]$ sont supposées être soit égales à 1, soit de module strictement supérieur à 1.

Plusieurs cas sont alors possibles suivant le rang de la matrice $\Pi = -\Phi(1)$:

- Si $\text{rang}(\Pi) = 0$, la matrice Π est nulle et l'équation 1 est alors un modèle VAR sur les variables prises en différence première.
- Si $\text{rang}(\Pi) = n$, le processus X_t est stationnaire et l'équation 1 est alors un modèle VAR sur les variables prises en niveau.
- Si $0 < \text{rang}(\Pi) = r < n$, alors il existe r relations de co-intégration et des

³³ Plusieurs logiciels permettent actuellement d'appliquer ces tests (PC-GIVE, RATS).

matrices α et β de taille (n, r) de plein rang colonne r , telles que $\Pi = \alpha \beta'$.

Pour déterminer le rang r de la matrice Π , on utilise les tests de la Trace et de la Valeur Propre Maximale proposés par Johansen ((1988), (1995)). Cette hypothèse de co-intégration $H_2 : \Pi = \alpha \beta'$ conduit à tester si la matrice Π est de rang réduit dans l'équation (1). Sous les différentes hypothèses $H_2(r)$, $r = n, \dots, 0$ on peut calculer les estimateurs du maximum de vraisemblance des paramètres du modèle. Les deux statistiques de tests proposées par Johansen (1988) sont des rapports de vraisemblance : *la statistique de la trace* est le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle $H_2(r)$: « il existe au plus r relations de co-intégration » contre l'hypothèse alternative $H_1(n)$ « il existe n relations de co-intégration, i.e. la matrice Π est de plein rang ». On teste la nullité des $(n - r)$ plus petites valeurs propres en utilisant la statistique suivante:

$$\zeta_{\text{trace}} = -2 \log(Q; H_2(r) / H_1(n)) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

où $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$ sont les $(p - r)$ plus petites corrélations canoniques empiriques.

La statistique de la valeur propre maximale est le rapport de vraisemblance de l'hypothèse nulle $H_2(r)$: « il existe au plus r relations de co-intégration » contre l'hypothèse alternative $H_2(r+1)$: « il existe $r + 1$ relations de co-intégration ». On teste la nullité de la valeur propre $\hat{\lambda}_{r+1}$ en se servant de la statistique :

$$\zeta_{\lambda_{\max}} = -2 \log(Q; H_2(r) / H_2(r+1)) = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Dans les deux cas, la structure du test est descendante, c'est à dire qu'il faut commencer par tester le plus grand nombre de relations de co-intégration sous l'hypothèse nulle $H_2(r)$, $r = n, \dots, 0$ jusqu'à ce que celle-ci soit rejetée. Par exemple, si l'hypothèse $H_2(3)$ contre $H_2(2)$ est acceptée, mais que l'hypothèse $H_2(2)$ contre $H_2(1)$ est rejetée, alors on en conclut qu'il existe deux relations de co-intégration. Rappelons qu'une hypothèse nulle n'est pas rejetée lorsque que la statistique calculée est en dessous du seuil théorique associé.

Les lois asymptotiques de ces deux statistiques de tests sous $H_2(r)$ sont non standard et ont été tabulées par simulation par Osterwald-Lenum (1992), Johansen (1995), Pesaran, Shin et Smith (1999).

Dans tout ce qui suit, nous nous plaçons dans le cadre de Johansen, c'est à dire dans le troisième cas. X_t est supposé être un processus vectoriel intégré d'ordre 1, c'est à dire qu'on exclut l'existence de variables intégrées d'ordre supérieur ou égal à 2. Cela impose en particulier que la matrice $\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$ est

de plein rang $(n-r)$; où $\Gamma = I_n - \sum_{i=1}^p \Gamma_i$ est une matrice de dimensions (n, n) et α_{\perp} et β_{\perp} sont des matrices de dimension $(n, n-r)$, de plein rang colonne, telles que $\alpha'_{\perp} \alpha_{\perp} = \beta'_{\perp} \beta_{\perp} = 0$ (cf. Johansen (1995), théorème 4.2).

Sous ces hypothèses, l'équation 1 peut être réécrite sous la forme suivante :

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \beta' X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t, t=1, \dots, T \quad (2).$$

Les vecteurs de co-intégration sont les colonnes β_j de la matrice β . En particulier, les $\beta_j' X_t$ ($j = 1, \dots, r$) s'interprètent comme des combinaisons linéaires stationnaires de variables non-stationnaires et α comme les poids de ces combinaisons dans chacune des équations du modèle.

Etape 2 : Détermination de la structure de l'espace co-intégrant (β) et de l'espace d'ajustement (α)

Une fois le nombre de vecteurs de co-intégration déterminé, en utilisant les tests de la trace et de la valeur propre maximale (Johansen (1988)), il apparaît naturel de commencer par appréhender plus précisément la structure de *l'espace co-intégrant*, engendré par les vecteurs de co-intégration β . Il s'agit de se demander par exemple, si toutes les variables modélisées appartiennent effectivement à au moins une des relations de long terme estimées, ou encore si certaines de ces relations de long terme ne résultent pas simplement de la stationnarité d'une variable autour d'un trend linéaire et ne présenteraient alors dans ce cas qu'un intérêt limité pour l'étude que l'on souhaite entreprendre.

De la même manière, effectuer un test sur *l'espace d'ajustement*, engendré par les colonnes de la matrice α revient à regarder si la relation (ou les relations) de co-intégration figure dans toutes les équations du modèle. C'est un test d'exogénéité faible des différentes variables du système, pour les paramètres de long terme, dont l'objectif est de vérifier si la condition suffisante donnée par Johansen (1992) est satisfaite empiriquement. D'après Johansen, si l'ensemble des variables (X_t) du système est partitionné en (Y_t, Z_t), pour qu'une variable (ou un groupe de variables) ΔZ_t soit faiblement exogène pour les paramètres de long terme du modèle VAR-ECM, il suffit que les vecteurs de co-intégration ne figurent pas dans l'équation (ou les équations) du modèle régissant ΔZ_t . Dans ce cas, la fonction de densité jointe du modèle peut être factorisée en deux blocs dont les paramètres varient indépendamment : un modèle marginal ΔZ_t comportant les équations régissant l'évolution des variables faiblement exogènes et un modèle conditionnel ΔY_t composé des équations restantes. Qui plus est, les vecteurs de co-intégration peuvent être estimés à partir du seul modèle conditionnel, sans référence au modèle marginal, ce qui permet de réduire la taille du système tout en ne perdant aucune information par rapport au modèle VAR-ECM complet³⁴. Le système estimé ne comportant ici que quatre variables, les résultats des tests d'exogénéité faible ne sont donnés qu'à titre indicatif, puisque notre analyse s'inscrit dans le modèle VAR-ECM complet : ceci nous permet cependant de savoir si l'approche économétrique souvent retenue par les modélisateurs dans les travaux empiriques, qui consiste à estimer une équation d'emploi sous la forme d'une spécification univariée à correction d'erreur, est valide au regard des résultats de ces tests.

Etape 3 : Donner un sens économique aux relations de long terme en les identifiant à l'aide d'hypothèses structurelles

Il est maintenant bien connu qu'en l'absence de restriction supplémentaire, les vecteurs de co-intégration obtenus par la méthode de Johansen ne sont pas identifiés : en effet, n'importe quelle combinaison linéaire de ces r vecteurs de co-intégration conserve la propriété de stationnarité, si bien qu'il existe une infinité de relations de co-intégration entre les n variables du système et par conséquent seul l'espace de co-intégration (l'espace ligne de Π), est déterminé de manière unique par l'estimation. L'identification des vecteurs de co-intégration est donc réalisée en pratique a posteriori en imposant des restrictions identifiantes découlant d'une réflexion économique sur les paramètres de la matrice β , (Johansen et Juselius (1994)). Il est important de rappeler que certaines de ces restrictions peuvent ne pas être identifiantes; c'est la raison pour laquelle il existe des critères d'identification (condition d'ordre, de rang) qui formalisent l'idée qu'une équation n'est identifiée que s'il est possible de la distinguer statistiquement des autres équations. Une fois les relations de co-intégration identifiées, il est possible de tester différentes hypothèses structurelles sur les paramètres des matrices α et β , à l'aide de statistiques du rapport de vraisemblance qui suivent asymptotiquement une loi standard du Khi^2 .

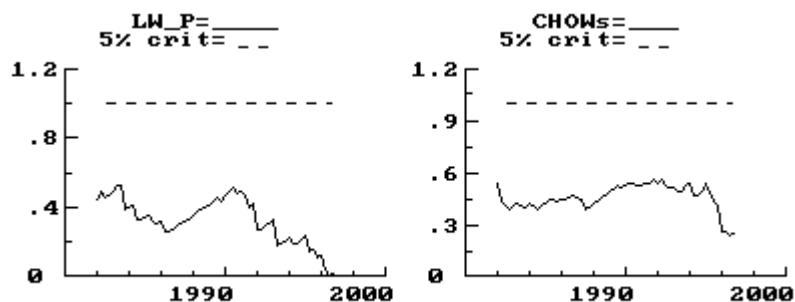
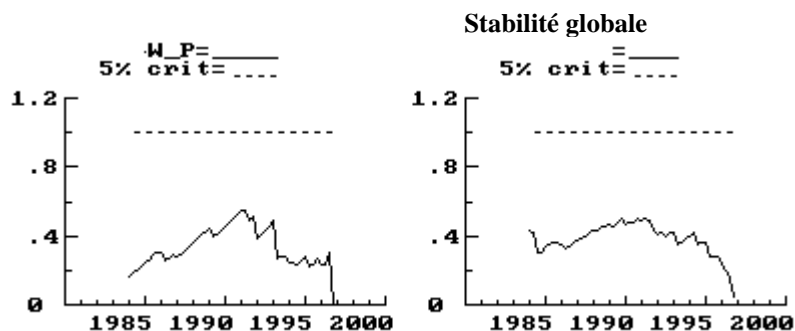
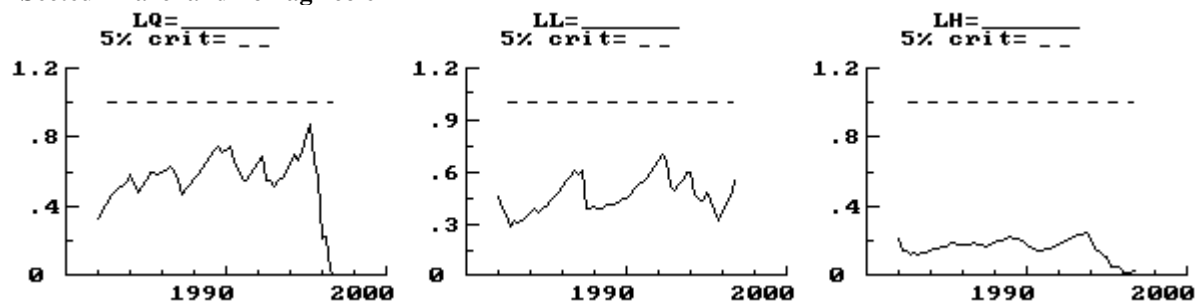
³⁴ voir Rault (2000) pour une discussion sur la faible exogénéité et la non-causalité.

Il faut souligner que s'il n'existe qu'une seule relation de co-intégration (ce qui est le cas dans notre application), la normalisation à 1 du coefficient d'une des variables figurant dans cette relation (si celui-ci est différent de zéro) est suffisante pour assurer l'identification des paramètres de cette relation et dans ce cas, toute hypothèse supplémentaire constitue alors une restriction sur-identifiante testable. Par contre, s'il existe plusieurs relations de co-intégration, certaines hypothèses découlant de la théorie économique (si celles-ci sont disponibles) peuvent donner lieu à certaines restrictions portant sur les paramètres de ces relations et permettre ainsi leur identification. Mais dans ce cas, ces hypothèses structurelles ne sont pas testées, puisqu'il est possible d'imposer $(r-1)$ restrictions issues de la théorie économique, plus la normalisation sur chaque vecteur de co-intégration, sans changer la fonction de vraisemblance.

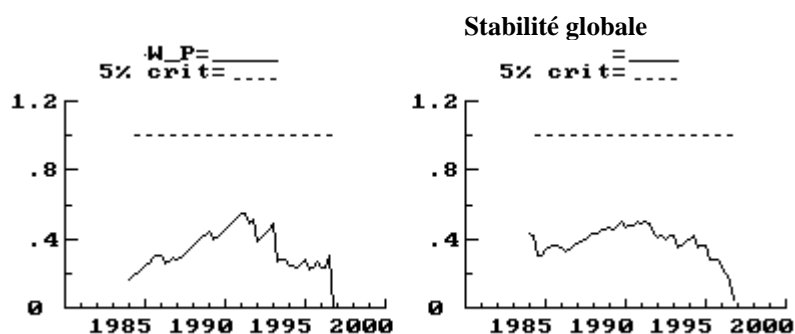
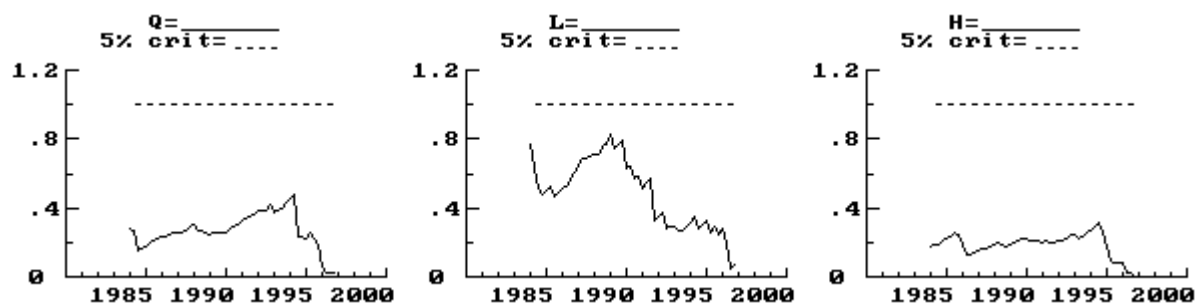
Annexe 5

Tests de Chow pour évaluer la stabilité des coefficients dans l'estimation multivariée.

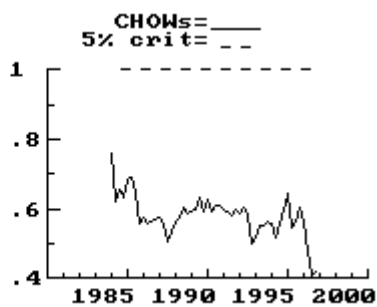
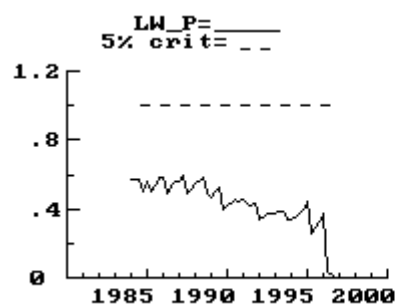
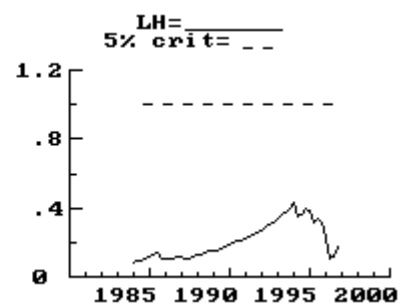
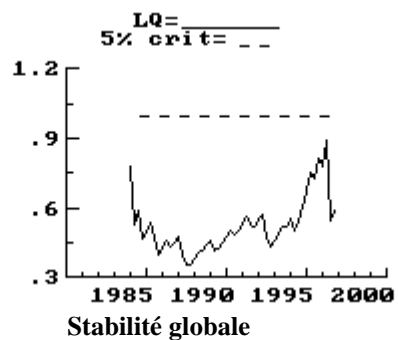
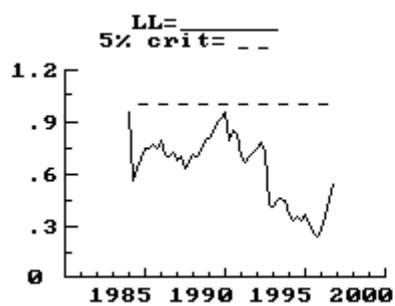
- Secteur marchand non agricole



- Secteur industriel



- Secteur non industriel



REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

BANERJEE A., DOLADO J., GALBRAITH J.W, HENDRY D.F (1993) : « *Cointegration, error correction, and the econometric analysis on non-stationary data, Oxford* », Oxford University Press.

BOSWIJK. H.P. (1995) : « Efficient inference on cointegration parameters in structural error correction models », *Journal of Econometrics*, vol 69, P 133-158.

CAHUC P., d'AUTUME A. (1997), « Réduction de la durée du travail : de la contrainte légale à la négociation », *Revue économique*, n°3 ; mai.

CAHUC P., ZYLBERBERG A. (1996), *Economie du travail : La formation des salaires et les déterminants du chômage*, De Boeck Université.

CETTE G., TADDEI D. (1993), « Les effets économiques d'une réduction-réorganisation du temps de travail », *Le temps de Travail, Futuribles*, pp 171-192.

CETTE G., TADDEI D. (1997), *Réduire la durée du travail, de la théorie à la pratique*, Le Livre de Poche.

CHOUVEL F. (1996), « Analyse conjoncturelle des évolutions de l'emploi et des salaires », *Note de la DARES*, septembre.

D'ESCRIVAN G. (1997), « La croissance est-elle devenue plus riche en emploi ? Une analyse des évolutions récentes de la productivité du travail », *Document de travail du CSERC*, n°97-02.

DORMONT B. (1997). « L'influence du coût salarial sur la demande de travail ». *Economie et Statistique*, n°301-302, pp 95-109.

DUCHENE S., FORGEOT G., JACQUOT A. (1997), « Les évolutions récentes de la productivité du travail », *Economie et Statistique*, n°301-302, pp. 169-192.

ENGLE R.F, GRANGER C.W.J (1987), « Cointegration and error correction : representation and testing », *Econometrica*, Vol 55, PP 251-276.

FULLER W.A.(1976), « Estimation and hypothesis testing for non stationary time series », Ph. D. Thesis, Iowa State University, Ames.

GONZALO J; (1994) : « Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships », *Journal of Econometrics*, vol 60, pp 203-233.

HAMERMESH D.S.(1993), *Labor demand*, Princeton University Press.

HART R.A. (1987), *Working time and Unemployment*, Allen and Urwin, London.

JOBERT T. (1992), « Test de racine unitaire : une stratégie et sa mise en oeuvre », *Cahiers Ecomath*, Université de Paris I, n°92,44.

JOHANSEN S. (1992) : « Cointegration in partial systems and the efficiency of single equation analysis », *Journal of Econometrics*, vol 52, pp 389-402.

JOHANSEN S. (1995) : « *Likelihood-based inference in co-integrated vector autoregressive models* », Oxford University Press, 267 P.

JOHANSEN S. (1988), « Statistical Analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, n°12, pp.231-254.

JOHANSEN S., JESULIUS K. (1990), « Maximum likelihood estimation and inference on cointegration, with application to the demand for money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 52, pp 169-210.

JOHANSEN S., JESULIUS K. (1994), « Identification of the long-run and the short-run structure : an application to the ISLM model », *Journal of Econometrics*, vol 63, pp 7-36.

JOHANSEN S., JESULIUS K. (1992), « Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK », *Journal of Econometrics*, vol 53, pp 211-244.

KWIATKOWSKI D., PHILLIPS P.C.B, SHIN Y.(1992), « Testing for the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root », *Journal of Econometrics*, Vol 54, pp 159-178.

LAFFARGUE J-P, L'HORTY Y. (1997), « Emploi d'équilibre et formation des salaires : une étude sectorielle », *Economie et Prévision*, n°127, pp 117-135.

LEGENDRE F., LEMAITRE P. (1997), « Le lien emploi-coût relatif des facteurs de production : quelques résultats obtenus à partir de données de panel », *Economie et Statistique*, n°301-302, pp 111-127.

MARCHAND O., RAULT D., et TURPIN O. (1983), « Des 40 aux 39 heures : Processus et réaction des entreprises », *Economie et Statistique*, n°154. Avril.

OSTERWALD-LENUM M. (1992), « A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 54, n° 3, pp 461-472.

MAUREL F. (1990), « Dynamique de l'emploi et tendance de la productivité dans les années 1980 », *Economie et Statistique*, n°237-238, pp151-162.

PESARAN, M.H, SHIN Y., SMITH J.S (1999), « Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables », Manuscript, University of Cambridge,
[http:// www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/](http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/)

RAULT C. (1997) : « Prédétermination, causalité, exogénéité dans un modèle vectoriel à correction d'erreur : identifiabilité d'une forme structurelle », *Cahiers Eco&Maths*, n° 97-60, Université de Paris I, Panthéon-Sorbonne.

RAULT C. (2000), « Non-causality in VAR-ECM models with purely exogenous long run paths », *Economics Letters*, n°67-2.

SCHMIDT P., PHILLIPS P.C.B (1992), « LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 54, n°3, pp 257-287.

URBAIN J.P.(1992), « On weak exogeneity in error correction models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* », vol 54, n° 2, pp 187-207.

WHITE H. (1980), « A heteroskedastic- consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity », *Econometrica*, vol 48, pp 817-838.

Documents de recherche EPEE

2002

- 02 - 01 **Inflation, salaires et SMIC: quelles relations?**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 02 - 02 **Le paradoxe de la productivité**
Nathalie GREENAN & Yannick L'HORTY
- 02 - 03 **35 heures et inégalités**
Fabrice GILLES & Yannick L'HORTY
- 02 - 04 **Droits connexes, transferts sociaux locaux et retour à l'emploi**
Denis ANNE & Yannick L'HORTY
- 02 - 05 **Animal Spirits with Arbitrarily Small Market Imperfection**
Stefano BOSI, Frédéric DUFOURT & Francesco MAGRIS
- 02 - 06 **Actualité du protectionnisme :
l'exemple des importations américaines d'acier**
Anne HANAUT

2001

- 01 - 01 **Optimal Privatisation Design and Financial Markets**
Stefano BOSI, Guillaume GIRMENS & Michel GUILLARD
- 01 - 02 **Valeurs extrêmes et series temporelles :
application à la finance**
Sanvi AVOUYI-DOVI & Dominique GUEGAN
- 01 - 03 **La convergence structurelle européenne :
rattrapage technologique et commerce intra-branche**
Anne HANAUT & El Mouhoub MOUHOUD
- 01 - 04 **Incitations et transitions sur le marché du travail :
une analyse des stratégies d'acceptation et des refus d'emploi**
Thierry LAURENT, Yannick L'HORTY, Patrick MAILLE & Jean-François OUVRRARD
- 01 - 05 **La nouvelle économie et le paradoxe de la productivité :
une comparaison France - Etats-Unis**
Fabrice GILLES & Yannick L'HORTY
- 01 - 06 **Time Consistency and Dynamic Democracy**
Toke AIDT & Francesco MAGRIS
- 01 - 07 **Macroeconomic Dynamics**
Stefano BOSI
- 01 - 08 **Règles de politique monétaire en présence d'incertitude :
une synthèse**
Hervé LE BIHAN & Jean-Guillaume SAHUC
- 01 - 09 **Indeterminacy and Endogenous Fluctuations
with Arbitrarily Small Liquidity Constraint**
Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 01 - 10 **Financial Effects of Privatizing the Production of Investment Goods**
Stefano BOSI & Carine NOURRY

- 01 - 11 **On the Woodford Reinterpretation of the Reichlin OLG Model :
a Reconsideration**
Guido CAZZAVILLAN & Francesco MAGRIS
- 01 - 12 **Mathematics for Economics**
Stefano BOSI
- 01 - 13 **Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis
in a Cash-in-Advance Economy**
Jean-Paul BARINCI & Arnaud CHERON
- 01 - 14 **Privatization, International Asset Trade and Financial Markets**
Guillaume GIRMENS
- 01 - 15 **Externalités liées dans leur réduction et recyclage**
Carole CHEVALLIER & Jean DE BEIR
- 01 - 16 **Attitude towards Information and Non-Expected Utility Preferences :
a Characterization by Choice Functions**
Marc-Arthur DIAYE & Jean-Max KOSKIEVIC
- 01 - 17 **Fiscalité de l'épargne en Europe :
une comparaison multi-produits**
Thierry LAURENT & Yannick L'HORTY
- 01 - 18 **Why is French Equilibrium Unemployment so High :
an Estimation of the WS-PS Model**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 01 - 19 **La critique du « système agricole » par Smith**
Daniel DIATKINE
- 01 - 20 **Modèle à Anticipations Rationnelles
de la CONjoncture Simulée : MARCOS**
Pascal JACQUINOT & Ferhat MIHOUBI
- 01 - 21 **Qu'a-t-on appris sur le lien salaire-emploi ?
De l'équilibre de sous emploi au chômage d'équilibre :
la recherche des fondements microéconomiques
de la rigidité des salaires**
Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA
- 01 - 22 **Formation des salaires, ajustements de l'emploi
et politique économique**
Thierry LAURENT

2000

- 00 - 01 **Wealth Distribution and the Big Push**
Zoubir BENHAMOUCHE
- 00 - 02 **Conspicuous Consumption**
Stefano BOSI
- 00 - 03 **Cible d'inflation ou de niveau de prix :
quelle option retenir pour la banque centrale
dans un environnement « nouveau keynésien » ?**
Ludovic AUBERT
- 00 - 04 **Soutien aux bas revenus, réforme du RMI et incitations à l'emploi :
une mise en perspective**
Thierry LAURENT & Yannick L'HORTY
- 00 - 05 **Growth and Inflation in a Monetary « Selling-Cost » Model**

Stefano BOSI & Michel GUILLARD

- 00 - 06 **Monetary Union : a Welfare Based Approach**
Martine CARRE & Fabrice COLLARD
- 00 - 07 **Nouvelle synthèse et politique monétaire**
Michel GUILLARD
- 00 - 08 **Neoclassical Convergence versus Technological Catch-Up :
a Contribution for Reaching a Consensus**
Alain DESDOIGTS
- 00 - 09 **L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité
intra-journalière du taux de change deutschemark - dollar**
Aurélie BOUBEL, Sébastien LAURENT & Christelle LECOURT
- 00 - 10 **A Note on Growth Cycles**
Stefano BOSI, Matthieu CAILLAT & Matthieu LEPELLEY
- 00 - 11 **Growth Cycles**
Stefano BOSI
- 00 - 12 **Règles monétaires et prévisions d'inflation en économie ouverte**
Michel BOUTILLIER, Michel GUILLARD & Auguste MPACKO PRISO
- 00 - 13 **Long-Run Volatility Dependencies in Intraday Data
and Mixture of Normal Distributions**
Aurélie BOUBEL & Sébastien LAURENT

1999

- 99 - 01 **Liquidity Constraint, Increasing Returns and Endogenous Fluctuations**
Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 02 **Le temps partiel dans la perspective des 35 heures**
Yannick L'HORTY & Bénédicte GALTIER
- 99 - 03 **Les causes du chômage en France :
Une ré-estimation du modèle WS - PS**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 99 - 04 **Transaction Costs and Fluctuations in Endogenous Growth**
Stefano BOSI
- 99 - 05 **La monnaie dans les modèles de choix intertemporels :
quelques résultats d'équivalences fonctionnelles**
Michel GUILLARD
- 99 - 06 **Cash-in-Advance, Capital, and Indeterminacy**
Gaetano BLOISE, Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 07 **Sunspots, Money and Capital**
Gaetano BLOISE, Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 08 **Inter-Jurisdictional Tax Competition in a Federal System
of Overlapping Revenue Maximizing Governments**
Laurent FLOCHEL & Thierry MADIES
- 99 - 09 **Economic Integration and Long-Run Persistence
of the GNP Distribution**
Jérôme GLACHANT & Charles VELLUTINI
- 99 - 10 **Macroéconomie approfondie : croissance endogène**
Jérôme GLACHANT

- 99 - 11 **Growth, Inflation and Indeterminacy in
a Monetary « Selling-Cost » Model**
Stefano BOSI & Michel GUILLARD
- 99 - 12 **Règles monétaires, « ciblage » des prévisions
et (in)stabilité de l'équilibre macroéconomique**
Michel GUILLARD
- 99 - 13 **Educating Children :
a Look at Household Behaviour in Côte d'Ivoire**
Philippe DE VREYER, Sylvie LAMBERT & Thierry MAGNAC
- 99 - 14 **The Permanent Effects of Labour Market Entry
in Times of High Aggregate Unemployment**
Philippe DE VREYER, Richard LAYTE, Azhar HUSSAIN & Maarten WOLBERS
- 99 - 15 **Allocating and Funding Universal Service Obligations
in a Competitive Network Market**
Philippe CHONE, Laurent FLOCHEL & Anne PERROT
- 99 - 16 **Intégration économique et convergence
des revenus dans le modèle néo-classique**
Jérôme GLACHANT & Charles VELLUTINI
- 99 - 17 **Convergence des productivités européennes :
réconcilier deux approches de la convergence**
Stéphane ADJEMIAN
- 99 - 18 **Endogenous Business Cycles :
Capital-Labor Substitution and Liquidity Constraint**
Stefano BOSI & Francesco MAGRIS
- 99 - 19 **Structure productive et procyclicité de la productivité**
Zoubir BENHAMOUCHE
- 99 - 20 **Intraday Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy**
Aurélie BOUBEL & Richard TOPOL

1998

- 98 - 01 **Croissance, inflation et bulles**
Michel GUILLARD
- 98 - 02 **Patterns of Economic Development and the Formation of Clubs**
Alain DESDOIGTS
- 98 - 03 **Is There Enough RD Spending ?
A Reexamination of Romer's (1990) Model**
Jérôme GLACHANT
- 98 - 04 **Spécialisation internationale et intégration régionale.
L'Argentine et le Mercosur**
Carlos WINOGRAD
- 98 - 05 **Emploi, salaire et coordination des activités**
Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA
- 98 - 06 **Interconnexion de réseaux et charge d'accès :
une analyse stratégique**
Laurent FLOCHEL
- 98 - 07 **Coût unitaires et estimation d'un système de demande de travail :
théorie et application au cas de Taiwan**
Philippe DE VREYER

- 98 - 08 **Private Information :**
an Argument for a Fixed Exchange Rate System
Ludovic AUBERT & Daniel LASKAR
- 98 - 09 **Le chômage d'équilibre. De quoi parlons nous ?**
Yannick L'HORTY & Florence THIBAUT
- 98 - 10 **Deux études sur le RMI**
Yannick L'HORTY & Antoine PARENT
- 98 - 11 **Substituabilité des hommes aux heures et ralentissement de la productivité ?**
Yannick L'HORTY & Christophe RAULT
- 98 - 12 **De l'équilibre de sous emploi au chômage d'équilibre :**
la recherche des fondements microéconomiques de la rigidité des salaires
Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA