



SALAIRE MINIMUM ET EMPLOI REVISITÉS

Daniel Szpiro*

Université de Lille 1,
Modem, CEE et Clersé

Version n°2 provisoire
de juin 2004

Ne pas citer

Codes JEL : J38, J23, D31, D33

* Cette étude a été menée grâce à un financement de la DARES-MAE du Ministère de l'Emploi et de la Solidarité. Je remercie Dominique Anxo, Sylvie Le Minez et Frédéric Lerais pour leurs remarques.

Résumé

D'un point de vue théorique, l'existence d'un salaire minimum affecte le coût et rentabilité de la production (malgré l'ajustement du prix de vente) et si les entreprises sont susceptibles d'adapter la façon de produire, ces éléments sont défavorables à l'emploi. En sens inverse, le rééquilibrage des rapports de force en situation de monopsonne sur le marché du travail, l'amélioration de la motivation des travailleurs et le bouclage macroéconomique par les revenus sont susceptibles d'inverser les conclusions et d'entraîner un accroissement de l'emploi.

Les études précédentes ont abordé les effets emploi du SMIC par les aspects macroéconomiques du salaire, ou d'un point de vue microéconomique, par la sensibilité de l'emploi au salaire, les épisodes d'augmentations différenciées du salaire minimum ou enfin l'analyse de la partie manquante de la distribution des salaires à la suite de la contrainte imposée par le SMIC.

La présente étude revient sur cette problématique en l'affinant de façon à prendre en compte des éventuels biais de sélection, dus non seulement aux comportements individuels, mais aussi à la disponibilité d'emplois vacants. La compréhension des comportements individuels est aussi améliorée par la prise en compte des interactions des décisions d'offre de travail au sein du ménage. Un troisième apport réside dans l'analyse plus fine du rôle du diplôme dans les prétentions salariales.

Un modèle de salaire avec sélection endogène est estimé sur données individuelles françaises et les résultats font apparaître une surestimation des effets emplois du SMIC des études antérieures utilisant une méthodologie similaire, ainsi qu'un notable manque de précision de ces analyses. Cela milite pour un développement des analyses empiriques fondées sur les épisodes d'augmentations différenciées du salaire minimum qui sont *a priori* d'une meilleure fiabilité.

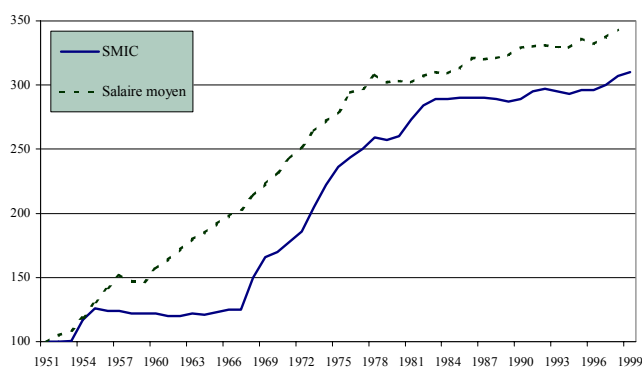
TABLE DES MATIÈRES

1	LA PROBLÉMATIQUE DU SALAIRE MINIMUM.....	5
1.1	Coût et rentabilité.....	6
1.2	L'ajustement du prix de vente.....	6
1.3	Le rééquilibrage des rapports de force	7
1.4	Adapter la façon de produire.....	8
1.5	La motivation des travailleurs.....	10
1.6	Le bouclage macroéconomique par les revenus.....	10
1.7	Les inégalités de revenu	11
2	LES ÉTUDES PRÉCÉDENTES.....	13
2.1	Les analyses macroéconomiques	13
2.2	L'appréciation microéconomique de la sensibilité de l'emploi au salaire.....	14
2.3	Les épisodes d'augmentations contestées du salaire minimum	18
2.4	La partie manquante de la distribution des salaires.....	23
3	LA MODÉLISATION DES SALAIRES ET DE L'EMPLOI	26
3.1	La modélisation de l'emploi	26
3.1.1	L'individu doit souhaiter travailler	26
3.1.2	L'individu doit présenter un minimum d'efficacité.....	29
3.1.3	Un emploi doit être à pourvoir	30
3.2	Les déterminants du salaire.....	30
4	LES RÉSULTATS	31
4.1	Les données	32
4.2	Les estimations.....	33
4.2.1	L'emploi.....	34
4.2.2	Les salaires	40
5	DEUX SIMULATIONS DE POLITIQUES ÉCONOMIQUES.....	47
5.1	L'annulation du salaire minimum	47
5.2	Une amélioration de la conjoncture.....	49
6	ROBUSTESSE DES RÉSULTATS	52
6.1	Sensibilité à la méthode d'estimation.....	52
6.1.1	Estimations simultanées ou pas.....	52
6.1.2	Modélisation de la corrélation des résidus	58
6.2	Interactions entre offre de travail et fiscalité	59
6.3	Sensibilité aux biais d'échantillonnage	64
6.4	La précision des résultats de simulations.....	69
7	CONCLUSION	72
	ANNEXE : L'ÉCHANTILLON	73
	Les observations	73

Les variables.....	74
BIBLIOGRAPHIE.....	79

D'un point de vue factuel, la population au smic¹ représente environ 14% des salariés en 1997, contre 8% en 1994. Le pouvoir d'achat du salaire minimum évolue à peu près parallèlement à celui du salaire moyen dans les années 1990 (graphique 1). Enfin, le niveau du salaire minimum est sensiblement plus élevé en France que dans les pays d'Europe du sud, du Japon, du Royaume-Uni ou des États-Unis (tableau 1) est un fait qui est susceptible de fournir des interprétations aux différences de points de vue entre études empiriques par pays.

Graphique 1 : Évolution du pouvoir d'achat du smic, comparée à celle du salaire moyen



Source : INSEE

Tableau 1 : Salaires minima dans l'UE, aux États-Unis et au Japon en 1999

	1999 euros	% revenu moyen
Luxembourg	1 162	47
Belgique	1 074	48
Pays-Bas	1 064	49
France	1 036	47
Royaume Uni	920	38
États-Unis	809	34
Japon	776	34
Espagne	486	28
Grèce	458	44
Portugal	357	55

Source : Eurostat

Salaires minimum (brut mensuel) : situation en 2002 et évolution entre 1991 et 2001

	Espagne ^(a)	France ^(b)	Pays-Bas	Royaume-Uni ^(b)	États-Unis ^(c)
Niveau le 1 ^{er} février 2002	516 €	1 126 €	1 207 €	693 £ introduit en 1999 à 608 £	893 \$
Exprimé en monnaie nationale					
Niveau le 1 ^{er} février 2002	669 \$	1 218 \$	1 285 \$	1 060 \$	893 \$
Exprimé en US\$ (conversion en appliquant les PPA)					
Évolution					
1991-2001	38,2	33,9	21,0	—	21,2
1991-1996	21,9	16,1	4,8	—	11,8
1996-2001	13,3	15,3	15,5	—	8,4
Croissance en pourcentage du salaire minimum en monnaie nationale					

Notes : (a) Le salaire minimum est payé sur 14 mois, les données ont été ajustées pour tenir compte de ces paiements ; (b) Le salaire minimum est déterminé sous la forme d'un taux horaire. Le taux mensuel est calculé en multipliant le taux horaire par 39 heures (40 heures en 1991 pour la France) x 52 semaines et divisé par 12 mois ; (c) Le salaire minimum est déterminé sous la forme d'un taux horaire. Le salaire minimum mensuel est calculé en multipliant le taux horaire par 40 heures x 52 semaines et divisé par 12 mois.

Source : Base de données de l'OCDE sur le salaire minimum.

Source : Saint-Martin (2004)

¹ Le lecteur est renvoyé aux travaux du CSERC (1999) pour une description très fouillée du smic.

1 LA PROBLÉMATIQUE DU SALAIRE MINIMUM

Alors que l'intuition suggère que le salaire minimum restreint l'emploi du fait de la contrainte exercée sur le coût d'une embauche, les enseignements de la théorie économique restent *a priori* ambigus quant à l'effet du SMIC sur l'emploi et le chômage. En effet, cette première intuition ne prend en compte que la demande de travail au niveau des seuls bas salaires et omet les autres effets du salaire minimum : sur l'offre de travail, sur la substitution entre facteurs de production et sur la demande globale, qui sont susceptibles d'inverser les premières conclusions partielles. Pour savoir parmi ces effets lequel est prépondérant, seules les évaluations empiriques sont à même d'y répondre puisqu'aucun raisonnement ne fournit d'autres conclusion que qualitatives. Avant cela, il est donc utile de rappeler les idées contribuant à l'analyse des effets du salaire minimum.

1.1 COÛT ET RENTABILITÉ

D'un point de vue microéconomique simple, c'est-à-dire dans un contexte de concurrence parfaite et en équilibre partiel, le SMIC constitue une contrainte à l'embauche pour les entreprises, qui pèse plus ou moins fortement selon son niveau. L'entreprise emploie du travail lorsque cela rentable, c'est-à-dire tant que la valeur de la productivité est supérieure ou égale au salaire. En l'absence d'autre contrainte que celle de la rentabilité (en particulier sur les débouchés), il y a une relation microéconomique d'égalité entre productivité et salaire réel à l'équilibre du producteur.

Une hausse du salaire rend toutes choses égales par ailleurs (on reviendra sur cette condition plus bas) les travailleurs les moins performants non rentables et ceux-ci resteront au chômage ou en inactivité.

1.2 L'AJUSTEMENT DU PRIX DE VENTE

Est-ce que ce raisonnement est renversé lorsque l'on s'intéresse aux répercussions de la hausse des coûts sur le prix de vente ? Autrement dit, dans cette relation entre valeur de la productivité et salaire, est-ce qu'un salaire minimum peut être neutralisé dans ses effets sur l'emploi par une hausse de la valeur unitaire des biens produits ?

Lorsque l'on quitte le cadre théorique de la concurrence parfaite, le comportement de fixation de prix par les entreprises peut être pris en considération. Une hausse du salaire minimum pourrait alors être répercutée en tout ou en partie sur les prix de ventes, ce qui est une façon de rétablir la rentabilité de l'entreprise face à la hausse de ses coûts.

Mais, dans ce cas, l'effet direct de la hausse des prix sera une baisse de la demande de biens, les consommateurs déplaceront leur choix vers la concurrence si elle existe (importations), et en tout état

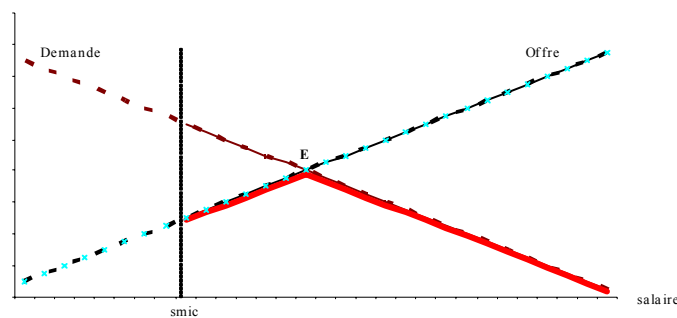
de cause vers d'autres biens et services comprenant moins de travail non qualifié dans leur fabrication, dont les coûts et donc les prix n'ont pas varié ou très peu.

L'ajustement des prix de vente est seulement une solution partielle à des coûts élevés. Il est possible de tirer parti du consentement à payer du consommateur, mais celle-ci n'est en générale pas infinie.

1.3 LE RÉÉQUILIBRAGE DES RAPPORTS DE FORCE

La situation est tout autre si les entreprises ont un pouvoir de marché qui permet de faire baisser le salaire en dessous du niveau de plein emploi. Dans ce cas, l'existence de la contrainte d'un minimum prévient en partie l'existence d'un salaire trop faible provenant de la situation d'oligopsone. Cette situation est dépeinte par le graphique 1 où l'on voit que si le salaire d'équilibre libre du marché se situe à gauche du point d'équilibre E, l'emploi étant le minimum de l'offre et de la demande (courbe en gras), un déplacement du smic vers la droite accroît l'emploi grâce à une amélioration de l'offre.

Graphique 2 : *Effet du smic en situation d'oligopsone*



Ce contre-poids suscite une offre plus importante et accroît le niveau de l'emploi tant que le niveau de salaire imposé reste inférieur ou égal à l'équilibre (alors qu'un niveau trop fort réduirait la demande de la part des entreprises et l'emploi à droite du point E).

Cette conclusion persiste lorsque l'on modélise de façon dynamique le marché du travail, dans le cadre de la théorie de la prospection de l'emploi. Lorsque le taux de vacances d'emploi est élevé, l'existence d'un salaire minimum accélère les embauches, puisque l'arrivée des propositions de postes de travail s'accompagne d'un salaire offert plus facilement acceptable (Lang K & Kahn S ; 1998).

Mais, peut-on raisonnablement envisager un quelconque caractère réaliste à cette hypothèse de monopsonne, alors que des milliers, voire de millions d'entreprises sont sur le marché du travail ?

Dans un marché théoriquement épuré des contraintes cela semble douteux, mais concrètement un marché n'est pas seulement défini par sa nature, mais aussi par le lieu et par l'information le concernant.

Le facteur géographique est important en ce qui concerne le marché du travail : les coûts de transports comme la valeur du temps perdu à aller travailler sont des éléments non négligeables, si bien que le marché du travail est limité géographiquement et que les monopsones peuvent exister (Manning A, 2003). Les salariés ne vont pas faire jouer la concurrence entre toutes les entreprises pour augmenter les salaires jusqu'à leur productivité, car ils auraient souvent beaucoup à perdre à aller plus loin de leur domicile (ou dans une localisation où les moyens de transports sont insuffisants).

Par ailleurs, les coûts d'information ne sont pas négligeables, faire jouer la concurrence entre firmes nécessite une activité de recherche ; faute d'investir dans la prospection d'un emploi plus rémunérateur, une dispersion des salaires se produira entre firmes qui pourront bénéficier de la faiblesse d'information de leurs salariés (Burdett K & Mortensen D T ; 1998)

1.4 ADAPTER LA FAÇON DE PRODUIRE

On a vu qu'une première façon de réagir à l'imposition d'un salaire minimum était de répercuter (partiellement) la contrainte sur le consommateur (§1.2). Une deuxième réaction consiste à modifier l'organisation de la production lorsque cela est possible. Pour analyser cela, deux points de vue sont à considérer : celui des salariés et celui des entreprises.

* Certains individus auront plus de facilité que d'autres à se former, si bien qu'en l'absence de contrainte sur le salaire, il en résultera une grande variété de rémunérations, liée à la quantité de capital humain propre à chacun. Lorsqu'un salaire minimum est imposé, cela va modifier les choix de formation car ceux qui ne souhaitent pas trop se former doivent maintenant réévaluer les conséquences d'un faible capital humain, conséquences qui ne se limitent plus à un salaire faible mais aussi à des risques de chômage si la productivité individuelle est insuffisante par rapport au smic. Certains vont alors revoir leur décision et se former pour échapper à cette nouvelle source de perte de revenu, même si leur utilité est moindre qu'en l'absence de smic (la législation leur force la main). L'effet sur le chômage est alors ambigu dans un modèle à deux catégories de salariés, les qualifiés et les non qualifiés (Cahuc P & Michel P ,1996). Naturellement, l'aspect positif du salaire minimum est renforcé si l'on suppose qu'entre en jeu une croissance endogène, où la hausse de la qualification est elle-même porteuse de croissance future. En revanche, l'intuition manque pour étendre ce modèle à plus de deux catégories, car peut-être des catégories non prises en compte, intermédiaires en qualification

potentielle, auraient intérêt à moins investir dans l'éducation dans la mesure où elles perdraient moins à ne pas se former grâce au plancher de salaire procuré par le smic².

* Du point de vue des entreprises, on est tenté de considérer que l'existence d'un salaire minimum incite à l'amélioration de la productivité, par exemple en affectant plus de capital physique ou bien encore en formant les salariés peu qualifiés, de façon à rétablir la profitabilité d'un emploi plus onéreux.

Mais n'est-ce pas une autre façon de dire que l'amélioration de la productivité du travail à la suite d'une hausse du salaire minimum produit des effets de substitution entre capital et travail, ce qui est néfaste à l'emploi ?

Si l'on cherche un effet positif sur l'emploi, il faut se tourner sur un processus dynamique. Une politique de salaire minimum élevée préparerait le pays à la concurrence internationale en obligeant à une spécialisation précoce centrée sur les biens nécessitant une productivité élevée, moins facilement concurrencés par les pays du Sud.

Ce raisonnement optimiste est cependant incomplet, car il présuppose implicitement que l'emploi est maintenu coûte que coûte, que l'ajustement se fait automatiquement « par le haut » et non par la chute des salariés dans le chômage, alors qu'il n'est pas garanti que l'on aboutisse à un tel résultat.

Parallèlement, un salaire minimum élevé a un effet de compression de la carrière salariale vécue pendant le cycle de vie professionnel. L'entreprise sera moins tentée d'investir dans la formation d'un salarié embauché dès le départ à un coût plus élevé.

De plus, il peut y avoir substitution entre catégories de travailleurs : la baisse de demande de travail non qualifié rend le coût relatif du travail qualifié plus attrayant et suscite des embauches dans cette catégorie au détriment des smicards.

Rien n'indique cependant que l'effet positif sur les qualifiés pourrait être d'une ampleur suffisante pour contrebalancer l'effet négatif sur les non-qualifiés ; ils sont a priori plus productifs que les autres si bien qu'une même production pourra être réalisée avec moins d'emplois, mais une meilleure efficacité apparente³ par tête.

² On ne reviendra pas sur cette question dans la suite de l'étude qui est centrée sur l'emploi. Mentionnons que les évaluations menées aux USA sont assez contradictoires, quoique les plus récentes tendent à exhiber un effet négatif du salaire minimum sur la poursuite d'études (cf Neumark D & Wascher W ; 2003)

³ Cette meilleure efficacité n'est qu'apparente car un emploi qualifié n'est pas la même chose qu'un emploi non qualifié : il a fallu investir des ressources de formation de capital humain dans le premier cas et par conséquent il faudrait considérer que la quantité totale d'*input* (directe et indirecte) est plus importante que pour un emploi non qualifié.

1.5 LA MOTIVATION DES TRAVAILLEURS

La productivité d'un travailleur ne dépend pas seulement des facteurs objectifs présents dans la fonction de production, elle est aussi sensible à la motivation de l'individu, susceptible de fournir plus ou moins d'efforts à la tâche.

La causalité entre salaire et productivité peut alors s'inverser : un salaire (minimum) élevé accroît l'avantage pécuniaire du travail par rapport au chômage ou à l'inactivité, si bien que dans ce cas le travailleur est incité à fournir un effort suffisant pour ne pas risquer de perdre sa place ; c'est une des versions de la théorie du « salaire d'efficience » (Akerlof G. & Yellen J. ; 1996)⁴.

Une double incitation est donc créée par le smic : d'abord directement sur l'offre de travail lorsque l'on considère seulement que celle-ci dépend positivement du salaire, ensuite indirectement parce que les salariés en place dans l'entreprise ont encore plus intérêt à garder leur emploi.

1.6 LE BOUCLAGE MACROÉCONOMIQUE PAR LES REVENUS

Les enseignements tirés de la théorie macroéconomique indiquent qu'il faut considérer les circonstances globales de l'ensemble des marchés et que les conclusions sont susceptibles de s'inverser selon la situation conjoncturelle du pays. Un salaire plus élevé est néfaste dans une situation d'offre insuffisante, mais devient bénéfique dans un environnement où c'est la demande qui s'avère insuffisante.

La transposition de ce raisonnement général sur le seul niveau du smic rajoute des restrictions supplémentaires sur d'éventuels effets bénéfiques du bouclage de l'augmentation des revenus. L'effet demande l'emporte sur l'effet coût seulement si les dépenses induites par cet accroissement du pouvoir d'achat des ménages ne se porte pas sur l'ensemble des biens mais se concentre sur ceux produits par les salariés payés au smic ; dans le cas contraire la différence smicard/non-smicard opère comme une fuite du revenu vers « l'extérieur » (ici représenté par la production d'autres biens, par exemple les biens d'équipement, les importations, etc.).

Les raisonnements et théories ne fournissent finalement que peu d'indications sur les effets à attendre du salaire minimum qui est à double face : c'est à la fois un coût et donc une contrainte pour l'entreprise qui emploie le salarié et dans le même temps un pouvoir d'achat qui va permettre des achats et des débouchés dans les autres entreprises. La résultante de ces deux effets est instable, elle

⁴ Ce raisonnement en termes d'incitation n'implique cependant pas que toutes les entreprises soient spontanément enclines à proposer un salaire plus élevé que celui du simple équilibre de marché avec absence de problème de contrôle du travail de l'employé, puisque rien n'assure que le supplément de productivité induit par cette politique de rémunération incitative compense suffisamment le surcoût engendré par le salaire plus élevé.

dépend de l'ensemble des paramètres, de la situation conjoncturelle et du système de prix en vigueur dans l'économie et chez les concurrents étrangers.

1.7 LES INÉGALITÉS DE REVENU

Au-delà de ces aspects généraux à la problématique du salaire, la spécificité du salaire minimum réside dans la hiérarchie qu'il impose à la grille des salaires, en particulier il détermine pour une large part l'écart entre la rémunération du travail non qualifié et travail qualifié (ceci est confirmé d'un point de vue empirique par l'OCDE, 1998).

Mais les inégalités de salaires ne sont pas assimilables aux inégalités de revenus : d'une part il est important de ne pas ignorer les individus sans salaire et d'autre part il faut tenir compte que la plupart des individus ne vivent pas isolés et mettent en commun tout ou partie des ressources du ménage.

La redistribution des revenus est un domaine où s'exerce un choix de la société et où les politiciens interviennent régulièrement au moment de la revalorisation du Smic du mois de juillet, mais l'économiste a peu de choses à proposer sous cet angle spécifique de la redistribution souhaitée par la société.

Cependant, si la distribution des revenus est dans ses objectifs en dehors du champ de l'économique, les moyens d'y parvenir peuvent être plus ou moins efficaces ; même dans les aspects redistributifs il convient de tenir compte des implications économiques.

Une intuition est qu'en dehors du cas où le salaire spontané serait trop faible pour inciter les individus à travailler, les transferts (de type revenu minimum) devrait être une mesure plus efficace que le smic, car ils s'adressent à tous, pas seulement à ceux qui ont un emploi. Mais d'un autre côté, le salaire minimum a le mérite d'inciter éventuellement les individus à prendre une activité salariée, quoique cela ne soit pas une garantie pour une augmentation de l'emploi puisque dans le même temps les entreprises sont moins enclines à embaucher.

La notion de taxation optimale permet de distinguer entre différentes mesures redistributives en fonction de leur impact sur la production et l'emploi (cf d'Autume 2001). En particulier la fiscalité – positive ou négative- sur les ménages constitue une autre façon d'arriver à un objectif de redistribution sans effets *directs* sur l'équilibre du marché du travail et la détermination de l'emploi⁵.

⁵ Notons que l'alliance d'un salaire minimum avec une baisse des charges sur les bas salaires pour les employeurs constitue un ensemble très proche du crédit d'impôt ou de la prime à l'emploi (*l'Earned Income Tax Credit* américain), c'est-à-dire un impôt négatif réservé à ceux qui ont un travail. C'est en effet la puissance publique qui subventionne les entreprises pour que les salaires soient plus élevés que spontanément. Cependant, alors que le salaire minimum n'est approprié que par le salarié, le crédit d'impôt peut être pris en compte dans le marchandage entre employeur et travailleur et aboutir à un salaire plus faible qu'escompté : à salaire donné

Rappelons aussi que le processus politique distingue salaire minimum et transferts sociaux : le premier est fixé par le gouvernement alors que les seconds sont issus des débats parlementaires au moment du vote du budget de l'État. L'inconvénient du premier processus est en théorie d'être moins démocratique, mais le second a pour inconvénient pratique de diluer la décision dans une foule d'autres mesures.

Concrètement, les inégalités de revenus et en particulier la pauvreté en France résultent autant des inégalités de salaires que des inégalités entre salariés et personnes sans emploi, le salaire minimum n'est donc pas un outil de la politique économique très ciblé sur la pauvreté des ménages⁶.

D'où l'importance de s'intéresser au lien entre salaire et emploi du point de vue de la distribution des revenus car on ne peut présager *a priori* des effets d'une hausse du salaire minimum : la hiérarchie des seuls salariés s'en trouve resserrée, mais le nombre de personnes à bas revenus à la suite du non-emploi est susceptible de devenir plus important, si bien qu'au total l'effet est théoriquement ambigu. Rien n'exclut *a priori* la possibilité que la hausse de bien-être procuré par une hausse du salaire minimum aux individus employés en bas de l'échelle salariale puisse se faire au détriment de ceux qui vont être sans emploi.

La suite de cette étude ne traitera pas explicitement la question des effets redistributifs du salaire minimum, mais s'attachera à décrire ses effets sur l'emploi afin de clarifier l'ampleur du phénomène. L'objectif est de préciser les aspects méthodologiques de l'analyse du smic à un niveau microéconomique et de présenter les pistes de recherches qui devraient permettre de préciser, voire modifier, certains résultats antérieurs qui n'ont pas fait l'objet d'analyse de fiabilité.

l'offre de travail augmente du fait du crédit d'impôt ce qui déplace l'équilibre partiel du marché du travail et donc le salaire.

⁶ En définissant classiquement un ménage pauvre comme celui dont le revenu est inférieur à la moitié de la médiane (soit 3 763 F en 1994), on dénombrait en France (Houriez JM & Legris B, 1997) parmi les ménages pauvres 634 000 étudiants et autres inactifs (mais ceux-ci bénéficient dans certains cas de transferts familiaux non pris en compte dans l'étude), 522 000 retraités, 519 000 cas où la personne de référence est inactive, 530 000 salariés et 203 000 indépendants ; au total seuls 20% à 30% des ménages pauvres correspondent à un individu touchant un salaire.

Avec une définition des bas salaires égale au 2/3 du salaire médian, l'OCDE (1996) dénombre seulement 3% de bas salaire parmi les ménages pauvres.

2 LES ÉTUDES PRÉCÉDENTES

Les études empiriques relèvent du niveau agrégé macroéconomique ou du niveau microéconomique. Par ailleurs, des approches moins standard ont aussi été développées afin de s'affranchir -autant que faire se peut- des hypothèses traditionnelles utilisées par les économistes. Dans cette veine, une première façon d'aborder la question consiste à se rapprocher de la méthode expérimentale en repérant des événements concernant le salaire minimum qui ont touché de façon spécifique une catégorie de la population et non une autre, cette dernière servant alors de groupe « témoin », à l'instar de l'expérimentation biologique ou pharmacologique. Une deuxième approche consiste à analyser la distribution empirique de la répartition des salaires de manière à extrapoler (avec plus ou moins d'hypothèses) la partie manquante de cette distribution du fait de l'existence du salaire minimum. On présentera ci-dessous les principales études en ce domaine⁷.

2.1 LES ANALYSES MACROÉCONOMIQUES

Les modèles macroéconomiques prennent en compte à la fois les effets positifs et négatifs du salaire minimum.

Du côté positif, l'effet revenu du S.M.I.C. est favorable à la demande grâce au revenu ainsi distribué⁸ et donc à l'activité économique. Il est directement pris en compte par les équations comptables de calcul du revenu, et aussi parfois par un effet de report lié à la diffusion sur d'autres tranches de salaires de la variation du S.M.I.C. Par ailleurs, un salaire plus élevé provoque une expansion de la masse salariale si le nombre d'emplois ne réagit pas trop intensément, d'où une amélioration du solde des finances publiques qui permet de desserrer la contrainte budgétaire des administrations publiques ; cela est vrai si l'élasticité de l'emploi à son coût est en valeur absolue plus faible que l'unité.

Du côté négatif, l'effet coût est défavorable à l'offre de quatre manières :

(i) certains modèles font ressortir un effet du profit de l'entreprise sur l'investissement réalisé, ce qui reflète surtout l'accès limité de certaines entreprises aux emprunts bancaires, et donc la nécessité d'autofinancer suffisamment les projets à long-terme de la firme,

⁷ le lecteur peut se référer à Brown C (1999) pour un panorama exhaustif des études anglo-saxonnes

⁸ La baisse des profits *ex ante* nécessaire pour payer plus de salaires ne joue que plus tard sur la baisse du revenu disponible de l'ensemble des ménages, au moment de la distribution des dividendes aux ménages, sachant que tous les profits des entreprises ne sont de toutes façons par redistribués ainsi (l'autofinancement reste dans l'entreprise) il s'en suit qu'il y a bien une hausse du revenu des ménages quand les salaires augmentent.

(ii) la demande de travail est dans certains cas dépendante du coût relatif travail/capital. Cet effet est quantitativement peu important, l'élasticité de substitution entre ces deux facteurs de production étant limitée. Cela reflète une réalité des possibilités de production, mais aussi en partie l'absence de distinction entre emploi à bas salaire et emploi qualifié, cette omission étant de nature à minimiser la sensibilité de l'emploi au salaire, comme on le verra plus loin.

(iii) dans tous les modèles, la répercussion des coûts salariaux sur les prix de vente modifie le choix du consommateur entre produits nationaux et importations et pèse sur la demande adressée aux entreprises nationales tant du point de vue interne que du point de vue des exportations, déprimant ainsi l'activité et l'emploi⁹, c'est l'effet perte de compétitivité par rapport aux concurrents étrangers,

(iv) cette inflation incite les ménages à épargner plus –effet d'enchasses réelles- et réduit donc la propension à consommer, ce qui modère l'extension de la demande adressée aux entreprises.

À long-terme, les effets négatifs s'avèrent prépondérant d'après les estimations économétriques des modèles habituellement utilisés en prévision¹⁰, il en résulte donc une baisse de l'activité et de l'emploi lors d'une augmentation du salaire (cf. Économie et Prévision ; 1998)¹¹.

2.2 L'APPRÉCIATION MICROÉCONOMIQUE DE LA SENSIBILITÉ DE L'EMPLOI AU SALAIRE

Un regain d'intérêt du point de vue microéconomique a été suscité par la disponibilité de données très fines d'abord outre-atlantique puis en France. Alors que les données macroéconomiques ne sont pas assez nombreuses et ne présentent que relativement peu de variabilité des salaires pour que leurs effets soient discernés économétriquement avec précision, l'hétérogénéité des situations individuelles présente dans les données microéconomiques permet de renouveler l'analyse.

Certes, les effets de substitution évalués par des méthodes économétriques sur données étrangères, ont souvent été assez flous d'après Hamermesh D. S. [1985] qui a établi une recension de ces études : l'élasticité de substitution entre catégories démographiques varie ainsi de -9,7 à +0,6 selon les

⁹ Les estimations macroéconomiques ne font pratiquement pas ressortir de substitution entre capital et travail lors d'une modification des coûts, contrairement aux estimations microéconomiques (voir plus loin) ; par ailleurs aucune substitution entre travail qualifié et non-qualifié n'est prise en compte *a priori*.

¹⁰ Rappelons que si les modèles ne font pas toujours le distinguo entre salaire minimum et salaire global, ceci n'est pas de nature à remettre en cause les conclusions car cette omission tend à sous-estimer la sensibilité de l'emploi à son coût.

¹¹ Remarquons cependant cette conclusion n'a pas toujours été celle présentée par les modélisateurs avant les années 1980 où les modèles penchaient plutôt pour un effet prépondérant de la demande par rapport aux effets compétitivité. Clairement la théorie économique incite à penser les effets d'une hausse du salaire minimum n'ont pas de raison de rester intangibles, car ils dépendent de l'ampleur des contraintes d'offre ou de demande qui pèsent sur l'économie.

estimations (!) ou de -5,9 à -0,25 en ne retenant que les estimations les plus fiables. Seule la disponibilité de données plus précises et plus fines est à même de préciser cette grandeur.

Une façon apparentée de traiter la question est d'estimer la réaction de l'emploi des firmes au salaire en général et aussi au salaire minimum. Le résultat d'une telle démarche de calcul d'élasticité de l'emploi au salaire minimum dépend du niveau initial de ce minimum. Ainsi, il n'y a pas d'effet significatif au Mexique dans les années 1980 où le minimum réglementaire est plutôt bas (13% du salaire moyen en fin de période), alors que l'effet est net en Colombie où le smic représente entre 40% et 50% du salaire moyen (Bell L, 1997).

Aux États-Unis, le salaire minimum fédéral a augmenté de 27% entre 1988 et 1991. Lang K & Kahn S (1998) compare l'évolution de l'emploi dans chaque État, dans les secteurs Café-Restaurant, en fonction de l'importance du nombre de salariés payé initialement au voisinage du salaire minimum (c'est un indicateur du caractère plus ou moins aigu de la contrainte du salaire minimum), et ne trouvent pas de corrélation.

En ce qui concerne plus particulièrement la France, l'élasticité de la demande de travail à son coût a été récemment estimée dans la fourchette -0,8 à -0,5 à long-terme par Dormont B. (1997), cette élasticité étant d'autant plus forte en valeur absolue que la part des non qualifiés est importante (Dormont B. & Pauchet M. ; 1997).

De même, l'estimation microéconomique d'une fonction de production où le travail peu qualifié est substituable à l'agrégat capital-travail qualifié (ce qui reflète l'idée qu'il a complémentarité entre le capital et le travail qualifié) conduit Gianella C. (1999) à estimer à -0,7 ou -0,6 l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût, ce qui est une valeur absolue plus faible que trouvée antérieurement compte tenu du type de travail peu qualifié concerné par cette estimation.

La limitation de ce type d'étude est intuitive, il ne serait pas étonnant que l'estimation sur données individuelles soit sensible à l'hypothèse d'homogénéité de la production entre firmes différentes, car estimer une élasticité à partir de combinaisons productives variées que l'on rapporte à la mesure de la production ne donne une idée de l'étendu des choix technologiques possibles face à une modification du prix des facteurs de production que pour autant que ces différents cas correspondent effectivement à un même output.

Or, c'est bien l'hypothèse centrale implicite à toute estimation de fonction de production sur des observations multiples d'entreprises regroupées dans des ensembles aussi vastes que l'industrie ou les services.

Peut-être les résultats d'estimation de la fonction de production microéconomique reflètent-ils moins la substitution entre facteurs productifs pour un même bien à produire que le constat statique (puisque la dimension inter est en générale prépondérante dans la variance) d'un usage de travail bon marché dans les sous-branches de technologie intensives en main-d'œuvre, qui ne pourraient trouver de débouchés si les salaires étaient plus élevés. Autrement dit, on sait pas l'ampleur de l'hétérogénéité à l'intérieur d'un grand secteur : une centrale nucléaire nécessite surtout du travail très qualifié (cher) et en faible nombre (surveillance), alors que l'habillement nécessite plus de main-d'œuvre et de personnel d'exécution ou de surveillance moins pointue, avec des salaires plus faible. Si jamais on mêlait ces deux entreprises dans une même régression, la liaison emploi-salaire reflèterait moins les phénomène de substitution d'une fonction de production que l'existence de plusieurs fonctions de production hétérogènes. Certes, les cas cités sont plutôt extrêmes, mais ils ont le mérite d'illustrer que l'on n'est pas sûr que soit décelé un comportement d'ajustement de la quantité de travail à son coût plutôt qu'une variété de fonctions de production différentes selon le bien ou service produit lorsque l'on estime « une » fonction de production ou de demande de travail sur un tissu d'entreprises hétérogènes.

Une extension de la notion de fonction de production est proposée par Crépon B & Desplatz R (2001) qui estiment sur données individuelles l'accroissement de l'emploi lorsque le coût du travail est abaissé *via* les charges employeurs. Celles-ci sont réduites au cours de la période 1994-1997 sur les seuls bas salaires (-9,58% au niveau du smic, puis de façon dégressive jusqu'à 1,33 smic).

En plus des variables traditionnelles à une demande de travail (coût d'usage du capital, coût moyen du travail, charges sur les salaires, stock du volume de capital), des variables d'environnement sont incluses pour tenter de contrôler l'hétérogénéité des entreprises : valeur ajoutée passée, productivité du travail passée, croissance de la productivité globale passée, niveau et évolution de l'intensité capitaliste passée, niveau et évolution du taux de marge, taux d'importation et d'exportation sectoriels, taux d'entrée et de sortie sectoriels, part des dettes dans le financement, part des 3 qualifications du travail (croisées avec le sexe et 3 tranches d'âge).

Les résultats d'estimation impliquent qu'une réduction d'un point du coût du travail des *seuls bas salaires* conduirait à une augmentation de l'emploi *total* de l'industrie de 1,6% à 3,3% (selon la forme de la fonction d'emploi utilisée), et de 1,8 à 5,2% pour le tertiaire. L'élasticité de l'emploi est estimée être de -1,6 dans l'industrie et -1,8 dans le tertiaire (pour des salaires d'au plus 1,3 fois le Smic, les seuls touchés par la baisse des charges analysée), voire plus avec des méthodes économétriques tenant compte de l'hétérogénéité. La mesure d'abaissement des charges sur les bas salaires aurait dans cette estimation créé 460 000 emplois (ou dans une fourchette de 260 000 à 690 000 emplois compte tenu de l'hétérogénéité, dont la moitié des créations d'emplois pour des non qualifiés).

La force, mais aussi peut-être la faiblesse, de cette équation d'emploi réside dans l'absence de prise en compte de la production à effectuer. C'est là une tentative pour considérer cette variable comme déterminée de façon endogène, afin d'intégrer la progression des débouchés à la suite d'une baisse des coûts de production (baisse des charges sur les bas salaires) qui se répercuterait sur les prix de vente. Les résultats d'estimation concernant la valeur ajoutée font ressortir un très fort effet « profitabilité » : une réduction de un point du coût du travail des *seuls bas salaires* conduirait à une augmentation de la VA de l'industrie de 1,5% à 2,6%, et de 1,5 à 4,7% pour le tertiaire.

Les limites de ces estimations sont diverses, en particulier en ce qui concerne la robustesse de l'effet profitabilité.

On ne peut attribuer pleinement la croissance de la production d'une entreprise à la baisse de ses coûts que pour autant que l'on a pris en compte l'ensemble des autres déterminants de la production. En particulier, l'étude suppose que l'accroissement de la production aurait été le même en l'absence de réduction des charges pour les entreprises à emploi faiblement qualifié et pour les entreprises fortement qualifiée (à l'intérieur de secteurs polymorphes du niveau 100 de la nomenclature). Si jamais la demande pour certains biens ou services était plus dynamique pour les entreprises peu qualifiées, par exemple le secteur Hôtel-Café-Restaurant, les estimations seraient biaisées vers le haut. On notera que les variables de contrôle n'incluent pas la croissance passée de l'entreprise.

Une autre source de biais vers le haut est l'hypothèse implicite selon laquelle l'augmentation des débouchés de chaque entreprise ne se fait aucunement par substitution de la demande vers des produits à prix plus faible *au détriment des autres produits* ; au contraire chaque dépense supplémentaire est supposée accroître la demande globale de l'économie, ce qui n'est évidemment pas une hypothèse justifiée ou très crédible (Cette G. & Gubian A. ; 2002). Cependant, les analyses complémentaires effectuées par les auteurs ne semblent pas montrer que ce biais soit d'une grande ampleur (Crépon B & Desplatz R ; 2002).

Une autre source de biais tendant à surestimer l'élasticité emploi/salaire est la mauvaise mesure de la baisse des charges, car l'étude aurait dû prendre en compte non seulement la réduction des cotisations standards mais aussi les autres allègements de charges que constitue le dispositif du *Contrat Initiative Emploi*, sachant que les montants en jeu représentent environ 50% de ceux du dispositif général (Gubian A, cité dans OFCE 2003)

De plus, si la variable d'emploi était mal mesurée, en nombre plutôt qu'en *équivalent temps plein*, cela biaiserait le résultat dans une période de développement du temps partiel en surestimant à la fois la quantité de travail créée et l'effet d'extension des débouchés (Sterdyniak H ; 2002). Les déclarations d'emplois sont censés être exprimées en équivalent temps plein (cf les réponses de Crépon B & Desplatz R ; 2002), mais la cohérence des chiffres microéconomiques avec d'autres sources n'est pas présentée, si bien que l'on ne peut apprécier dans quelle mesure le temps de travail est effectivement retracé dans les réponses utilisées dans l'étude.

Sur les données provenant d'autres sources (l'emploi privé ou semi-public des entreprises de l'industrie et du tertiaire), les résultats de l'étude se traduisent par 390 000 emplois créés, alors que l'évolution totale sur la période 1994-1997 est de 465 000 personnes¹², ce qui laisse peu de place aux autres déterminants de l'emploi trouvé dans maintes études macroéconomiques : évolution propre de la conjoncture, développement du temps partiel, ralentissement du progrès technique...

Ces approches microéconomiques sont déjà utiles pour connaître le lien entre salaire et emploi, quoique les considérations précédentes penchent pour une surestimation probable des effets de substitution. D'autres méthodes ont été mobilisées pour analyser la question spécifique des effets du salaire minimum sur l'emploi.

2.3 LES ÉPISODES D'AUGMENTATIONS CONTRASTÉES DU SALAIRE MINIMUM

Paradoxalement, alors que le salaire minimum est une réglementation beaucoup plus forte en France qu'au États-Unis, c'est dans ce dernier pays qu'il a été étudié le plus tôt et le plus intensivement.

Au milieu des années 1990, le salaire minimum représente moins de 40% du salaire moyen aux USA, alors qu'en France le smic correspond à environ 60% du salaire moyen (CSERC ; 1999, p 56)¹³.

Une des premières études sur des populations différenciées est entreprise en 1915 par le « Bureau of Labor Statistics » lors de l'introduction d'un salaire minimum pour les femmes du commerce de détail de l'Oregon (Kennan J ; 1995). Dans un contexte conjoncturel de récession, l'emploi féminin a baissé, mais plus précisément la *part* de l'emploi féminin s'est aussi contractée, ce qui est évidemment une indication plus fiable de l'existence d'un effet du salaire minimum, car moins sensible à l'état de la conjoncture économique.

Les études récentes se concentrent à un niveau individuel sur la population qui se situe en emploi avec un salaire proche du minimum légal. Les conclusions dépendent du pays analysé, principalement parce que les effets du salaire minimum et de son augmentation dépendent crucialement du niveau initial de celui-ci.

Une quasi-expérience a été analysée par Card D & Krueger A B (1994) : l'augmentation conséquente du salaire minimum au niveau de l'état de New-Jersey, sans correspondance avec l'état voisin de

¹² Source : séries longues du marché du travail, Effectifs salariés par secteur regroupé en NAF dans les établissements privés et semi-publics

¹³ en termes de coût du travail pour l'employeur, il faut aussi rajouter les cotisations sociales employeurs (peut-être plus élevées en France qu'aux États-unis, malgré les mesures d'allègement existantes).

Pennsylvanie. La comparaison de l'évolution de l'emploi à bas salaire dans les deux états permet d'avancer un diagnostic sur les effets de l'augmentation du salaire minimum sur l'emploi. Cette comparaison est établie en observant ce qui se passe dans la restauration rapide, du fait de l'importance de la proportion de salariés à faible salaire dans ce secteur d'activité. Alors que les premiers résultats aboutissaient à une légère hausse de l'emploi à la suite du relèvement du salaire minimum, cette conclusion a été contestée par Neumark D. & Wascher W. (2000) du fait du manque de représentativité et d'exactitude des données utilisées (en l'occurrence des déclarations de managers ou de chef du personnel). En effet, l'utilisation de données plus objectives et précises conduit Card D & Krueger A B (2000) à ne diagnostiquer aucun effet, ni positif ni négatif, de la hausse du salaire minimum, ce qui est un résultat en soi. Ainsi, l'augmentation du salaire minimum de 4,25\$ à 5,05\$ (soit +19%) qui a eu lieu le 1^{er} avril 1992 dans le New-Jersey, alors que l'état voisin de Pennsylvanie était resté au niveau antérieur, ne s'est pas traduite par une évolution notablement différente de l'emploi dans la restauration rapide de ces deux états en novembre-décembre de cette même année (l'emploi a même augmenté plus rapidement là où le salaire minimum a augmenté, mais cette différence d'évolution n'est pas statistiquement significative). Ce diagnostic tient compte de l'emploi dans les établissements et aussi de la création et destruction d'établissements, et il est robuste à l'élimination de valeurs extrêmes.

Les auteurs se gardent d'avancer une interprétation de cette mesure des effets de l'augmentation du salaire minimum, le résultat étant suffisamment fort par lui-même.

On se risquera cependant à avancer ici quelques hypothèses. L'effet de demande aurait pu en partie contre-balancer la hausse des coûts, mais certainement pas suffisamment pour expliquer la majorité du phénomène : la part de la consommation de restauration rapide dans l'augmentation du revenu est intuitivement bien inférieure à 100%. En revanche, peut-être une hypothèse plus raisonnable serait que lorsque le salaire minimum est faible comme aux USA, une augmentation de celui-ci peut être facilement répercutée (à un terme plus ou moins lointain) dans les prix sans que la demande soit sensiblement modifiée, car le prix de vente de ce genre de produit reste encore très compétitif. Ou bien encore, l'augmentation du salaire minimum à partir d'un niveau modeste n'annule pas la profitabilité de l'emploi, même si elle la réduit.

Une autre façon d'appréhender la question consiste à examiner les flux d'emplois des salariés au voisinage du smic, lorsqu'il augmente comme en France ou lorsqu'il diminue en termes réels comme aux USA (cf. Abowd J.M., Kramatz F., Margolis D.N. & Philippon T. ; 2001). Lorsque le salaire minimum augmente entre les dates t et $t+1$, la population des individus en emploi à la date t dont le salaire est compris entre l'ancien smic (à la date t) et le futur smic (à la date $t+1$) est plus

particulièrement étudiée : c'est celle qui sera nouvellement touchée par le salaire minimum. Le groupe de contrôle est formé d'individus en emploi dont le salaire à la date t (1982) est compris entre le futur smic (de 1983) et 1,1 fois ce montant. Une première étape de l'estimation, dite estimation en différence, consiste à estimer la probabilité de sortie de l'emploi des personnes entre les deux smics et à retrancher de cette probabilité celle concernant le groupe témoin qui est -et reste- au dessus du smic. Cette première étape est insuffisante car on peut penser que l'investissement de l'entreprise dans le capital humain de ses employés est naturellement plus important là où il est rentable et efficace, c'est-à-dire vers les personnes qualifiées qui gagneront à être formées. Le coût implicite d'embauche et de licenciement devrait donc être plus important pour cette catégorie relativement au personnel non qualifié, c'est d'ailleurs ce qui ressort des estimations indirectes de Bresson, Sevestre, Teurlay (1996). On doit donc s'attendre à un turn-over d'autant plus important que la qualification et donc le salaire sont bas. Ainsi, prendre comme groupe témoin des salariés au dessus du smic n'élimine pas complètement les effets de la conjoncture, car ce groupe est probablement moins sensible aux fluctuations de l'activité économique.

Pour pallier ce défaut, les auteurs retranche de l'estimation « en différence » décrite ci-dessus un effet moyen propre au deux groupes : en ce qui concerne la population au smic, il s'agit de retrancher la probabilité de sortie de l'emploi sur la période où le smic n'a pas augmenté (estimée sur l'ensemble des individus proche du smic, c'est-à-dire dont le salaire est compris entre le smic et le smic plus l'augmentation moyenne du salaire minimum calculée en dehors de ces périodes), en ce qui concerne le groupe témoin, est retranchée la probabilité de sortie de l'emploi sur la période où le smic n'a pas augmenté pour l'ensemble des individus compris entre le smic plus l'augmentation moyenne et 1,1 fois ce montant.

Les estimations permettent des conclusions différenciées. Alors qu'aux États-Unis l'entrée ou la sortie de l'emploi est quasiment insensible aux évolutions du salaire minimum, il n'en est pas de même pour la France : l'élasticité de la sortie de l'emploi au smic¹⁴ est de $-2,3 (\pm 0,8)$ pour les hommes, et $-1,5 (\pm 0,6)$ pour les femmes¹⁵. Cette forte élasticité correspond donc à une sensibilité de l'emploi au salaire plus forte pour les salaires faibles que pour les emplois plus qualifiés.

Les précautions prises dans l'étude précédentes sont confirmées sur le cas américain par l'étude de Zavodny M. (2001) qui trouve certes une probabilité plus grande de perdre son emploi quand on est « rattrapé » par une hausse du salaire minimum (relativement aux individus dont le salaire initial était

¹⁴ Certes, ce qui intéresse l'économiste est la variation nette de l'emploi et pas seulement le flux brut d'emploi, mais le taux de sortie indique déjà qu'il existe un effet de la hausse du salaire minimum sur l'augmentation de la probabilité de ne plus être en emploi. Serait-il raisonnable de penser que la hausse du smic pourrait avoir un effet strictement positif sur les embauches au niveau microéconomique compte tenu des mesures effectuées sur les sorties ?

¹⁵ Le modèle tient compte dans tous les cas des variables suivantes : diplôme (en 6 catégories), âge, sexe, ancienneté dans l'emploi actuel, type de contrat de travail (intérim, CDD, CDI), salaire, année (mais pas le secteur d'activité économique).

suffisamment élevé pour ne pas être concerné par la hausse du salaire minimum), mais qui remarque que cette probabilité est liée à un travail peu rémunérateur, sans effet particulier de la hausse du salaire minimum, puisque la perte d'emploi est tout aussi probable dans les périodes sans hausse de ce salaire minimum. Il est donc important de ne pas s'en tenir seulement aux différences entre les deux populations, mais de calculer des « différences de différences », c'est-à-dire de retrancher les écarts constatés lors des périodes sans augmentation de salaire minimum.

On notera que les effets macroéconomiques de hausse de la demande sont pris implicitement en compte dans cette démarche puisque l'analyse constate *ex-post* qui reste employé ou pas dans l'entreprise, compte tenu de la production effective de l'entreprise. Par ailleurs, les délais de réactions de l'emploi à son coût sont dans cette analyse réduits à une année, ce qui sous-estime vraisemblablement les effets ainsi mesurés.

Une autre quasi-expérience est l'augmentation le 1^{er} janvier 1987 du salaire minimum des jeunes portugais de 18-19 ans à hauteur de 49,3% (un minimum spécifique à cette tranche d'âge était appliqué précédemment). Il en est résulté un substitution avec des travailleurs plus âgés (les 20-25 ans) et une élasticité directe salaire/emploi de $-0,4$ ¹⁶.

Un peu dans la même veine, l'instauration d'un salaire minimum au Royaume-Uni en avril 1999 a permis de comparer l'emploi avant et après ce changement. L'analyse a porté sur le secteur des soins résidentiels aux personnes, parce que c'est un secteur où l'emploi à bas salaire est très fréquent, qui a donc subi de plein fouet l'augmentation des coûts du travail¹⁷. Une autre caractéristique de ce secteur est qu'une grande part de la clientèle est financée par les transferts publics, et ceux-ci n'ont pas augmenté avec le salaire minimum. De ce fait, les entreprises n'ont pas pu répercuter l'augmentation des coûts sur les prix de vente.

Les fermetures d'établissement sont nombreuses dans cette activité (23% sur quatre années), mais pas plus après l'augmentation du salaire minimum (Machin S & Wilson J, 2004). L'évolution de l'emploi est étudiée en fonction de deux critères reflétant le poids initiale des bas salaires : le nombre de

¹⁶ résultat de l'estimation en double différence, en comparant l'évolution de l'emploi dans l'entreprise des 18-19 ans avec celui des 30-35 ans, compte tenu de la taille (de l'entreprise), du secteur (19 catégories) et de la région (Pereira S C, 2003)

¹⁷ Dans le secteur des soins aux personnes du Royaume-Uni, l'introduction du salaire minimum a eu un effet très net sur les salariés en 1999 (environ 40% des salariés étaient payés en dessous du futur salaire minimum), mais n'a pratiquement pas eu de répercussions sur le reste de la distribution des salaires, autrement dit il n'y a pas eu au cours des quelques mois suivants le salaire minimum d'effet de report ou de réorganisation de la grille de salaire (Dickens R & Manning A ; 2004). Cependant, le faible recul dans le temps par rapport à cet événement rend la conclusion incertaine ; peut-être faut-il attendre avant que les entreprises se trouvent incitées à modifier l'intégralité de leur grille salariale afin de réintroduire une hiérarchie motivante des salaires.

salariés payé en dessous du futur minimum, et l'augmentation de masse salariale engendrée par l'imposition du salaire minimum. L'effet mesuré économétriquement est une baisse modérée de l'emploi, avec une élasticité comprise entre -0,35 et -0.55 (Machin S, Manning A & Rahman L ; 2003)¹⁸. Mais il y a probablement une sous-estimation de l'effet emploi, car celui-ci a été mesuré en moyenne seulement 4 mois et demi après l'augmentation des salaires, ce qui est probablement trop court pour voir se réaliser tous les ajustements de l'emploi.

Plus récemment, certaines grandes agglomérations américaines ont imposé à leurs prestataires de services ou fournisseurs –avec un champ d'application variable pour chaque ville- que leurs salariés soient payés au dessus d'un minimum, fixé au-delà de la réglementation des USA ou de l'État, quelques unes allant même jusqu'à appliquer cette règle à leurs propres salariés (Adams S & Neumark D, 2004). L'effet sur l'emploi des personnes correspondant au premier décile de la distribution des salaires (observés ou imputés en fonction de leur qualification) est négatif, avec une élasticité assez faible puisqu'elle est de l'ordre de -0,1 au bout d'un an ; mais cette élasticité n'est pas vraiment comparable à celle des effets du salaire minimum qui touche toutes les entreprises, et pas seulement celles qui ont un contrat avec les collectivités locales.

Certaines grandes agglomérations américaines ont imposé à leurs prestataires de services ou leurs fournisseurs –avec un champ d'application variable pour chaque ville- que leurs salariés soient payés au dessus d'un minimum, fixé au-delà de la réglementation des USA ou de l'État, quelques unes allant même jusqu'à appliquer ce minimum à leurs propres salariés (Adams S & Neumark D, 2004).

L'effet sur l'emploi des personnes correspondant au premier décile de la distribution des salaires (observés ou imputés en fonction de leur qualification) est négatif, avec une élasticité assez faible puisqu'elle est de l'ordre de -0,1 au bout d'un an ; mais cette élasticité n'est pas vraiment comparable à celle des effets du salaire minimum qui touche toutes les entreprises, et pas seulement celles qui ont un contrat avec les collectivités locales.

Au total, si le consensus est éventuellement fragile sur la mesure exacte de l'effet du smic, l'existence d'un effet négatif sur l'emploi est très généralement présent dans les études économétriques menées à partir de ces « quasi-expériences », lorsque le niveau de départ du smic est « élevé ».

¹⁸ Notons pour mémoire que Stewart M B (2004), en utilisant l'enquête emploi, ne trouve pas d'effet du salaire minimum sur l'emploi sur l'ensemble des secteurs du Royaume-Uni, mais dans son estimation en double différence les variables de contrôle ne sont pas listées, ce rend difficile l'appréciation de la qualité des résultats.

2.4 LA PARTIE MANQUANTE DE LA DISTRIBUTION DES SALAIRES

Parmi les nouveaux courants d'analyses, certains se fondent sur l'examen de la distribution statistique des salaires, telle qu'elle est observée en coupe longitudinale, de façon à l'extrapoler aux données manquantes qui reflètent les salaires qui auraient pu être versés s'il n'y avait pas la contrainte du salaire minimal. Ce courant d'analyse sera retenu dans l'approche empirique dans le chapitre 3 qui va suivre, si bien qu'une présentation détaillée est effectuée pour bien en voir les avantages et les limites.

Une première tentative pour déduire d'une équation de salaire la partie manquante de sa distribution du fait du salaire minimum est effectuée par Meyer R. H. & Wise D. A. (1983) sur données américaines, mais cette étude considérait qu'il n'y a pas d'effet de diffusion du minimum sur les salaires adjacents et que de la distribution des salaires est de forme log-normale.

Cette hypothèse apparaît cruciale dans l'estimation du non-emploi. Or, elle est clairement rejetée au profit d'une déformation de la courbe des salaires au voisinage du minimum et d'une distribution plus asymétrique. En modifiant la méthodologie pour intégrer un effet de diffusion et en tenir compte d'une distribution théorique mieux adaptée à la distribution empirique des salaires, Dickens R., Machin S. & Manning A. (1998) aboutissent à des résultats sensiblement différents des précédents.

Cette dernière analyse tire parti du fait que sur la période 1987-1990 existaient au Royaume-Uni des secteurs couverts par des accords professionnels garantissant un salaires minimum, et d'autres secteurs non couverts. Les auteurs analysent ainsi deux secteurs du commerce de détail avec salaire minimum et un secteur -dit « témoin »- qui est sans minimum, afin de valider les hypothèses concernant la forme de la distribution libre des salaires, qui a donc pu être observée avant que ce pays ne mette en place une législation uniforme. Puisque la méthode consiste à extrapoler une courbe de distribution à sa partie inexistante du fait du salaire minimum, pouvoir tester la forme de la distribution lorsqu'elle est intégralement observable confère naturellement un degré de fiabilité nettement plus élevé à la mesure du phénomène que dans l'étude précédente.

La loi log-normale est toujours rejetée par les tests, car les salaires élevés sont en réalité plus fréquents que ce que suppose cette forme distributionnelle ; autrement dit, le logarithme des salaires observés est asymétrique avec une queue de distribution plus épaisse vers la droite que vers la gauche.

Il en résulte que l'estimation à tort d'une fonction log-normale doit, pour épouser la forme réelle des salaires élevés, surestimer la fréquence des salaires faibles. Or, c'est précisément là que le bât blesse puisque cette partie de la distribution estimée servira à évaluer les effets du salaire minimum sur l'emploi.

Par ailleurs, ne pas prendre en compte les effets de diffusion du salaire minimum biaise aussi les estimation, car ces effets « rehaussent » le début de la distribution (pour les faibles salaires), ce qui

conduit si l'on ignore ce phénomène à extrapoler une proportion trop importante de salaire potentiellement en dessous du smic.

La seule étude similaire sur la France a été effectuée par Laroque G. & Salanié B. (2000) en étendant la problématique dans certaines directions mais en la restreignant dans d'autres. Du côté de l'extension, les auteurs considèrent que la partie manquante de la distribution des salaires n'est pas seulement due au S.M.I.C. mais aussi à l'offre de travail (déterminée par les caractéristiques sociodémographiques et le gain à l'emploi). De plus, grâce à l'utilisation de l'enquête emploi ils sont à même d'intégrer des variables explicatives du salaire. Du côté des restrictions par rapport à la littérature précédente, la critique quant à l'importance du choix adéquate de la forme fonctionnelle de la distribution des salaires est rejetée par les auteurs, elle est réputée être log-normale sans point d'accumulation et sans effet de diffusion.

Les auteurs aboutissent à un effet de la suppression du S.M.I.C. d'environ 570 000 emplois, ceux dont la productivité était insuffisante pour être rémunérée au SMIC.

Un certain nombre de critiques ont été adressées à ce travail. Husson M. (2001) souligne l'imprécision des résultats obtenus, sans toutefois convaincre les auteurs eux-même (cf. réponse de Laroque G. & Salanié B., 2001). L'hypothèse d'égalité entre salaire et productivité des salariés est mise en doute par Sterdyniak H. (2001), alors que la réponse de Laroque G. & Salanié B. (2001) est que cette hypothèse n'est pas nécessaire à leurs résultats : si les employeurs discriminent entre les salariés proposant un salaire plus faible, c'est un fait à prendre en compte et qui explique aussi le non-emploi. Dans leur réponse, les auteurs ne vont cependant pas jusqu'à remettre en cause les conclusions de politique économique de leur première étude qui se concentre sur le réglage d'un bon niveau du salaire minimum, et ne font pas mention d'une meilleure réglementation sur les choix de race ou de sexe de la part des employeurs.

D'un point de vue économique, le modèle comprend des équations de salaire et d'emploi au nombre de trois. Deux équations décrivent simultanément l'emploi : d'une part, une équation d'offre de travail qui dépend de la situation socio-démographique de l'individu (âge, sexe, nombre d'enfants et leur âge) et du gain potentiel à l'emploi¹⁹ sous contrainte de l'existence du salaire minimum, d'autre part une équation d'obtention d'emploi que les auteurs interprètent comme décelant le non-emploi « autre ».

¹⁹ Faute de disponibilité des données, les chômeurs touchant l'assurance chômage sont réputés à tort recevoir à la place le RMI. Par ailleurs, les auteurs excluent à tort les mécanismes d'intéressement du RMI (et de l'AUD) en cas de reprise d'emploi, ce qu'ils justifient de fait d'une analyse qu'ils considèrent de long terme (l'intéressement disparaît en effet au bout d'un certain temps), cependant ceci est contradictoire avec le fait que le gain à l'emploi est mesuré de façon instantanée et non sur le long-terme : les auteurs ne tiennent pas compte des effets de carrières ou de baisse de probabilité d'être au chômage en cas de reprise d'emploi (cf. l'analyse de Laurent T., L'Horty Y., Maillé P., Ouvrard JF ; 2000).

Cette équation de non-emploi de type frictionnel ou keynésien comprend des déterminants qui ne sont pas justifiés théoriquement et qui peuvent paraître surprenants : l'emploi y dépend en partie de facteurs socio-démographiques déjà pris en compte dans l'équation d'offre (mais la raison pour laquelle l'insuffisance de demande de travail dépendrait de l'âge ou du sexe et même de la situation familiale reste à fournir) et pas du déséquilibre du marché du travail (par exemple une demande de travail insuffisante d'un point de vue macroéconomique).

Par ailleurs, sur le plan économétrique, quand un grand nombre de variables sont communes à deux équations estimées simultanément et qui décrivent le fait d'avoir un emploi, il n'est pas impossible que les effets de ces variables soient affectés de façon seulement très fragile à une équation plutôt qu'à une autre, ce qui est susceptible de rendre peu robuste l'estimation des effets du S.M.I.C..

Ainsi, des différences infimes de données semblent parfois perturber distinctement les coefficients estimés. L'équation de salaire pour le femmes en couple comporte un effet de l'âge de fin d'étude de 0,078 avec un écart-type de 0,011 dans Laroque G. & Salanié B. (1999a) contre un coefficient égal à 0,110 dans Laroque G. & Salanié B. (2000) ; un diplôme supérieur a un effet de 0,658 avec un écart-type de 0,027 dans Laroque G. & Salanié B. (1999a) contre 0,79 dans Laroque G. & Salanié B. (2000)²⁰.

Cette étude de Laroque & Salanié présente plusieurs originalités dont il serait utile de vérifier la pertinence, notamment en ce qui concerne trois spécificités économétriques : (a) les salariés qui auraient pu être payés en dessous du S.M.I.C. s'il n'existait pas, sont tous sans emploi quand un salaire minimum est imposé ; (b) le choix d'une forme log-normale pour la distribution des salaires ; (c) par ailleurs, le non-emploi dépend à la fois de l'offre de travail et des effets de frictions (dont le chômage keynésien), ces derniers ne dépendant pas de la demande de travail, mais seulement des caractéristiques socio-démographiques des individus, ce qui ne correspond à aucune théorie économique ou intuition concernant spécifiquement ce chômage « résiduel ».

²⁰ Les auteurs contactés à ce sujet font seulement état de quelques observations filtrées entre les deux versions du travail.

3 LA MODÉLISATION DES SALAIRES ET DE L'EMPLOI

On reprend la démarche de Meyer R. H. & Wise D. A. (1983), développée sur données françaises par Laroque G. & Salanié B. (2000), en estimant une équation tronquée des salaires, afin de prévoir l'ampleur de la partie "manquante" de la distribution, celle qui résulte entre autres choses de l'existence d'un salaire minimum.

Les extensions qui seront apportées concernent d'une part la généralisation de la modélisation des situations de non emploi à un ensemble facteurs d'offre mais aussi de demande et d'autre part une analyse de la robustesse et de la précision des résultats, une fois affinés les déterminants du salaire par une meilleure prise en compte du capital humain.

Le modèle décrit donc à la fois les déterminants du salaire et de l'emploi.

3.1 LA MODÉLISATION DE L'EMPLOI

Le premier élément modélisé est le fait d'avoir un emploi (salaré), ce qui implique plusieurs conditions à remplir :

3.1.1 L'individu doit souhaiter travailler

Plusieurs raisons sont susceptibles de guider ce choix. *Psychologique* : ne pas rester sans rien faire, ce qui est à pondéré par la disponibilité moindre pour les activités domestiques (par exemple pour s'occuper d'enfant en bas âge) ; *sociologique* : ne pas subir la pression de ses pairs et ne pas être considéré comme oisif ; *économique* : bénéficier d'un revenu plus important que les allocations attachées à la situation de sans-emploi, compte tenu du revenu éventuel du conjoint.

(i) le gain net procuré par un emploi

Être en emploi n'est *a priori* pas indépendant de la possibilité de toucher un salaire intéressant (en tout cas, si ce n'est pas le cas, l'estimation du modèle général le montrera), ce qui veut dire que le choix de l'échantillon de salaire observé est « corrélé » avec le phénomène à étudier, et c'est bien là une source potentielle de biais d'estimation. Le seul cas où ce biais n'existerait pas serait celui où 100% du chômage serait de nature keynésienne, c'est-à-dire résulterait de façon indifférenciée d'une

insuffisance de la demande, sans aucun lien direct avec les caractéristiques de l'individu ou indirect *via* les types de biens ou services demandés par le consommateur.

Dès lors que l'offre de travail dépend du gain net à l'emploi, l'absence d'emploi reflète ce comportement d'offre lié au salaire proposé.

Une alternative à cette vision de l'effet de la rémunération est que l'individu prévoyant devrait comparer de façon inter-temporelle les salaires résultant de l'emploi et les autres revenus (tout en tenant compte de son aversion pour le risque). Cela pourrait le conduire à accepter un emploi peu rémunérateur à court-terme, voire procurant des ressources moindres que les transferts sociaux, dans la perspective de bénéficier plus facilement à l'avenir d'un emploi bien rémunéré. Ce cas peut se produire si les effets de l'ancienneté sur le salaire sont importants, ou s'il est plus facile de trouver un « bon » emploi lorsque l'on est déjà en poste, relativement à des candidats en situation de chômage.

(ii) Les revenus alternatifs au travail

L'offre de travail dépend, entre autres choses, du revenu qu'il est susceptible de procurer relativement à la situation sans emploi. Le revenu est évidemment lié au salaire net obtenu, mais aussi les droits qui s'y rattachent. Du côté positif il s'agit principalement des droits à la retraite, du côté négatif il s'agit de la baisse de prestations sociales, pour celles qui dépendent des ressources du ménage qui se sont accrues par l'obtention d'un emploi.

L'offre de travail des femmes apparaît très sensible aux prestations monétaires alternatives lorsqu'il y a des enfants en bas âge dans le ménage (Piketti T. ; 1998 étudie ce phénomène au moment de l'extension de l'Allocation Parentale d'Éducation à un jeune enfant de rang 2). En revanche les résultats sont moins probants dans le cas de l'ensemble des ménages pour l'effet du R.M.I. (cf. Piketti T. ; 1998²¹).

L'étude de Laroque G. & Salanié B. (2000) tient compte autant que faire se peut de ces transferts sociaux, sauf pour les prestations chômage. C'est là un travail important et méritoire quand on sait la complexité du système français de prestations sociales (cf. Szpiro D. ; 1998 et Laroque G. & Salanié B. ; 1999b). Cependant, ne disposant que de l'enquête emploi, certaines prestations ont été mal définies : le RMI a été affecté systématiquement aux ménages à faible revenu, alors qu'une bonne proportion d'entre eux touche en fait des indemnités chômage non prises en compte dans cette étude. Par ailleurs, cette étude exclut *a priori* les mécanismes d'intéressement du revenu des ménage.

Des données plus riches permettraient de mieux prendre en compte ces phénomènes, mais dans cette première version de notre étude, certains revenus sont seulement indirectement pris en considération

²¹ Voir aussi pour l'offre collective du ménage Moreau N. (2000) qui n'estime pas d'effet significatif des transferts sociaux, mais dont les résultats d'estimation sont par ailleurs contre-intuitifs sur d'autres plan, peut-être du fait de la complexité de l'ensemble des comportements pris en compte dans ce modèle.

(par la composition familiale, la situation de chômage) et seules les allocations chômage sont directement connues (plus ou moins bien) et intégrées dans les estimations.

(iii) *Les « goûts » de l'individu*

Il faudrait tenir compte dans la mesure du possible de la pénibilité ressentie du travail et des utilisations alternatives du temps occupé par un travail. Certes, les goûts ne sont pas observables, mais ils peuvent dépendre de la catégorie socioprofessionnelle (en plus de l'effet salaire), de l'âge, du sexe et de la présence d'enfants qui sont des caractéristiques observables. Les enfants « jouent » de multiples façons : ils demandent du temps, surtout quand ils sont en bas âge, mais ils sont aussi une bouche de plus à nourrir et peuvent encourager de ce fait la recherche d'un revenu supplémentaire, peut-être à temps partiel.

À ce stade il n'est pas utile de savoir d'où viennent ces goûts pour les prendre en compte, en particulier le partage des rôles dans la prise en charge des enfants peut être affaire de coutume de société ou de choix individuel. On considère simplement que le goût de l'individu est quelque chose qui est assez stable dans le temps, mais différent entre individus.

Il sera de ce fait important d'estimer séparément l'offre de travail des hommes de celle des femmes.

(iv) *Les transferts au sein du ménage*

On ne peut exclure l'existence d'interactions dans les décisions de travail des uns et des autres au sein d'un ménage. Si un individu gagne bien sa vie, le conjoint pourra se dispenser de travailler ou se contenter de revenus moindres. Si l'homme est le plus souvent mieux pourvu en éducation et en capital humain, la femme restera prioritairement au foyer car ce sens de spécialisation est le plus efficace (Becker G. ; 1985), ou bien si le choix n'est pas seulement économique, la tradition poussera la femme à ne pas travailler à l'extérieur.

Du point de vue économique, plus le revenu du conjoint est élevé par rapport à la moyenne de la population, plus il est probable *a priori* qu'il soit plus élevé que celui atteignable par le conjoint, si bien que le revenu du conjoint devrait jouer négativement sur la probabilité d'activité.

Un autre argument allant dans le même sens est la prise en compte de la progressivité du système fiscal, qui rend moins attrayant un supplément de revenu si le niveau initial (fourni par le conjoint) est déjà élevé.

Face à cette hypothèse économique de substitution entre revenus des personnes à l'intérieur du ménage, on peut opposer un comportement plus sociologique d'appariement du couple en termes de propension à travailler et à obtenir une certaine catégorie de revenus, ce que l'on dénomme par l'« homogamie sociale ». Dans la mesure où un salaire élevé incite plus souvent à travailler, si un des membres du couple travaille avec un salaire élevé, il est probable que le conjoint se caractérise aussi par une capacité de gain potentiel au travail élevé ; cela aboutit à une corrélation positive entre les décisions de participation au marché du travail des deux conjoints, contrairement à l'hypothèse

beckerienne. Ce n'est que si cet appariement économique n'est pas parfait que le premier raisonnement en terme de substitution de revenu garde un sens.

Lorsque l'on s'intéresse empiriquement à l'horaire de travail en France, deux cas de figures sont à distinguer selon Fermanian J.D. & Lagarde S. (1999) : lorsque de jeunes enfants de moins de 6 ans sont présents dans le ménage, l'amplitude de l'horaire de travail l'homme a tendance à réduire la durée du travail de la femme (en particulier via le temps partiel) ; dans les autres configurations familiales, un horaire élevé de l'un a tendance à produire aussi un horaire élevé du conjoint. Dans notre étude, les interactions au sein du couple ne pourront être analysées aussi finement, néanmoins on distinguera les individus selon qu'ils sont en couple ou pas, et l'effet de la présence d'enfant sera analysé.

3.1.2 L'individu doit présenter un minimum d'efficacité

Cette efficacité a deux facettes : individuelle et économique. D'un point de vue individuel, le capital humain (la formation) contribue aux capacités productives, tout comme les caractéristiques plus spécifiques de la personne (à diplôme identique, certains sont plus productifs que d'autres). D'un point de vue économique, la productivité du travail telle qu'analysée traditionnellement par une fonction de production standard (par exemple une CES) ne dépend pas seulement de l'individu isolé, mais aussi de son insertion dans l'entreprise et de la présence d'autres facteurs de production : travail des collègues (avec ou sans entraide), capital installé, organisation du travail, etc.

Des personnes peuvent souhaiter travailler sans avoir la possibilité de le faire, du fait d'une productivité insuffisante relativement au niveau du salaire minimum en vigueur (on verra plus loin aussi d'autres cas d'impossibilité). Compte tenu des raisonnements ci-dessus, ces cas surviennent pour plusieurs raisons :

- (i) la personne est individuellement peu efficace, sa productivité est intrinsèquement faible,
- (ii) l'environnement dans l'entreprise n'est pas favorable à sa productivité (organisation du travail déficiente ou erreurs de gestion, manque d'investissement passé, structure de la main-d'œuvre déjà présente dans l'entreprise inadaptée à de nouvelles embauches de personnel peu qualifié,...),
- (iii) les consommateurs ne sont pas prêts à acheter au prix affiché le produit nécessitant le type de travail et de productivité concerné (en effet, rappelons que l'égalisation microéconomique de la valeur de la productivité marginale au salaire fait intervenir le prix de vente de la production réalisée par le salarié). Le choix du consommateur dépend de ses goûts et de sa volonté de payer le prix affiché, et

c'est sur cette dernière variable que le smic va jouer en déterminant une partie du coût de production, plus ou moins grande selon la quantité de travail peu qualifié incorporée dans le bien.

3.1.3 Un emploi doit être à pourvoir

Du fait de défaut de coordination dans une économie de marché, l'embauche d'un salarié potentiellement rentable n'est pas toujours réalisable (on ne suppose donc pas ici que l'offre crée sa propre demande et il peut donc y avoir pénurie d'emploi dans le sens keynésien). Autrement dit, un individu peut vouloir travailler, être capable de gagner au moins le smic et néanmoins se trouver en non emploi. Le déséquilibre entre la demande et l'offre de travail est donc à intégrer dans la détermination individuelle de la situation d'emploi ; il sera pris en compte par une variable de tension sur le marché du travail (à la Pisarides C. ; 1990).

3.2 LES DÉTERMINANTS DU SALAIRE

Le modèle le plus simple de fixation du salaire est donné par la théorie microéconomique : à l'équilibre du marché du travail, le salaire réel est égal à la productivité marginale du travail. Il dépend donc de la contribution productive du travail et du prix de vente du bien.

Cette approche conduit à considérer que la variable pertinente n'est pas le salaire au sens courant du terme, mais le coût du travail, c'est-à-dire le salaire plus les cotisations sociales, moins les abattements de charges sur les bas salaires en France.

Cette première approche est très incomplète, mais elle souligne que les négociations salariales doivent respecter la contrainte de profitabilité, sous peine de faillite de l'entreprise. De façon plus générale, les périodes où le marché du travail est en déséquilibre permettent au salaire d'être en dessous de la productivité.

3.2.1 Le capital humain

Une partie de la description de la productivité qui sera retenue est la plus courante, celle issue de la théorie du capital humain (Becker, 1968), qui tient compte de la formation (le niveau d'éducation à un niveau fin) et de l'expérience professionnelle (globale, ainsi que celle résultant de la seule présence dans l'entreprise actuelle).

À cette théorie du capital humain, il faut rajouter d'autres déterminants décrivant les rapports de force sur le marché susceptibles d'aboutir à un salaire plus faible que la productivité :

3.2.2 La discrimination raciale ou sexiste.

Les données disponibles permettent d'évaluer le premier type de discrimination seulement de façon imparfaite par la nationalité de l'individu. En revanche il est facile de distinguer les déterminants du salaire pour les hommes ou les femmes. Du point de vue de l'interprétation, il faut noter qu'un salaire féminin plus bas reflète *a priori* plusieurs choses :

- (i) une discrimination de la part de l'employeur,
- (ii) une productivité moins intéressante du fait des congés maternités, ou
- (iii) une implication au travail inférieure du fait du rôle majeur (voulu ou pas) de la femme dans le soin apporté aux enfants.

3.2.3 La pression du chômage

Les analyses macroéconomiques font ressortir systématiquement la pertinence du chômage sur la formation des salaires, et la discussion ne porte que sur le choix des effets de cette variable sur l'évolution (effet Phillips) plutôt que le niveau des salaires (modèle WS-PS). Les estimations microéconomiques confirment l'influence du chômage sur les salaires (Gianella 2003), nous reprendrons donc cet élément de pression sur les salaires au niveau des déterminants individuels.

4 LES RÉSULTATS

Les données de l'enquête emploi sont utilisées pour estimer un modèle prenant en compte à la fois une équation de salaire et d'emploi.

4.1 LES DONNÉES

À partir principalement de l'enquête emploi de 1999, deux type de données sont pris en compte : l'un pour les comportements d'emploi et l'autre (un sous-ensemble du premier) pour déterminer le coût salarial du secteur privé²². Ce choix est un pis-aller qui résulte de deux idées contradictoires.

Il serait délicat de modéliser les salaires du public qui résultent en partie des aléas de l'histoire et de la négociation, dont les concours d'entrée sont plus ou moins en adéquation avec le métier, et qui résultent souvent d'un numerus clausus, c'est-à-dire d'une situation contrainte de façon exogène aux individus dont on observe les caractéristiques ; de plus la gestion des carrières au fil du temps résulte moins que dans le privé de choix et reste plus souvent lié à l'ancienneté. Les déterminants du salaire et de l'emploi public résultent en partie des besoins économiques, mais peut-être aussi de « goûts collectifs » difficilement modélisables.

En revanche, ne pas tenir compte de la possibilité de trouver un emploi dans le secteur public fausserait l'estimation des choix individuels d'activité, d'où le fait de retenir un échantillon plus grand pour la fonction d'emploi que pour la fonction de coût salarial.

Des observations sont exclues pour les motifs suivants :

- les plus jeunes (moins de 18 ans), qui sont peu représentés dans l'enquête. En revanche, au delà de cet âge les jeunes de 18-25 ans sont suffisamment présents dans l'échantillon. Bien que ne faisant pas parti du « cœur du marché du travail » et présentant des comportements d'activités fortement influencés par la poursuite d'études, cette population est à retenir car elle est importante du point de vue de la proximité au smic de nombre d'entre eux quand ils sont en emploi.
- les plus âgés (55 ans ou plus), sont concernés potentiellement par les préretraites, un choix non seulement individuel mais liés à l'ouverture des dispositifs, par l'état ou l'Unedic, deux entités dont il serait malaisé de modéliser le comportement.
- les appelés du contingent sont exclus, car ni le salaire ni l'emploi ne résulte d'un choix.

²² Le deuxième échantillon comprend soit des salariés du privé (à temps plein ou à temps partiel), soit des personnes sans emploi, ce qui veut dire que les simulations qui seront effectuées par la suite sur les mouvements entre ces deux statuts supposeront que l'emploi public est contraint à ne pas s'accroître, par exemple pour des raisons d'équilibre budgétaire.

De plus, certains individus sont exclus du seul sous-échantillon de détermination du coût salarial :

- les fonctionnaires²³.
- les personnes en stage ou contrat d'aide à l'emploi, par souci d'homogénéité des déterminants du salaire.

Pour des raisons de technique statistique, un seul individu est retenu par ménage afin de préserver l'hypothèse d'indépendance des observations (on confirmera plus loin que les choix d'activité au sein du couple sont liés).

L'échantillon global comprend 38 000 observations qui représentent environ 20 millions individus ; une description détaillée de l'échantillon et des variables utilisées se trouve en annexe. À partir de ces données, le modèle est estimé en vue de prédire les effets du SMIC sur le non-emploi.

4.2 LES ESTIMATIONS

Au-delà de la modélisation des deux comportements, se pose la question de la modélisation des résidus et du choix de la méthode d'estimation.

Les déterminants théoriques de l'emploi et du coût salarial nous renseignent en partie sur la formalisation des résidus. Comme les décisions d'emploi et les possibilités de salaire sont théoriquement liées, les résidus des deux équations sont *a priori* corrélés.

Le choix de la procédure d'estimation résulte d'un dilemme entre transparence-robustesse et précision. La théorie indique que les décisions d'emploi et de niveau de salaire sont dépendantes, ce qui milite pour une estimation simultanée du modèle global. Si le modèle postulé est le bon, les équations sont alors estimées le plus précisément possible. L'émergence du dilemme provient d'une erreur possible dans la modélisation des comportements, car dans ce processus statistique une erreur dans un des comportements (une équation du modèle pourrait être fausse) perturbe les coefficients estimés dans l'ensemble des équations de coût salarial et d'emploi, avec un risque d'interprétation erroné ou de confusion.

La méthode en deux étapes est moins précise lorsque le modèle est sans faille, mais est moins sensible lorsqu'il y a des erreurs de modélisation. C'est en ce sens que l'on peut la considérer comme plus

²³ Plus précisément tous les salariés des administrations nationales, collectivités locales, hôpitaux publics, HLM, sécurité sociale, entreprises publiques ou nationales.

robuste. La comparaison empirique de ces méthodes sera présentée en section 6, et l'on détaille maintenant les résultats obtenus avec l'estimation retenue.

4.2.1 L'emploi

Les comportements d'emploi paraissent devoir être différenciés selon au moins quatre catégories²⁴.

Les moins de 25 ans font face à la décision de poursuivre ou pas leurs études, si bien que l'on modélisera leur comportement en trois niveaux hiérarchisés : études, emploi, non-emploi.

Pour les moins jeunes, l'alternative emploi/non-emploi est modélisée en distinguant trois catégories : hommes, femmes en couple, femmes isolées. Le comportement des femmes est différent de celui des hommes surtout en ce qui concerne l'implication dans l'attention portée aux enfants en bas âge et la conciliation avec les comportements d'activité rémunérée socialement ; la distinction couple/isolé reflète peut-être moins les comportements que l'environnement économique du point de vue des transferts sociaux, ainsi que les interactions revenu/loisir au sein du ménage.

Pour l'échantillon de cette étude, le taux de non-emploi (qui regroupe le chômage, les études et l'inactivité déclarés) est de 27%, avec à un extrême les hommes qui n'ont pas d'emploi pour 12% d'entre eux, et les femmes en couple pour 32%, sachant que 67% des jeunes de moins de 25 ans sont inactifs, principalement du fait de la poursuite d'études (tableau 2).

²⁴ Un problème récurrent dans beaucoup d'études du marché du travail et non résolu ici comme ailleurs est le choix des catégories à analyser. La statistique descriptive ou l'analyse de données est de peu de secours, car ce ne sont pas les individus qui sont à distinguer en tant que tels, mais les catégories dont les réactions sont différentes face aux variables explicatives. Le choix de ces quatre catégories est en partie arbitraire, mais les résultats d'estimations indiquent bien que les comportements semblent différents. Évidemment, ce n'est qu'une justification très limitée car d'une part d'autres catégories auraient pu être distinguées avec autant de pertinence et d'autre part une modélisation théoriquement incomplète des comportements à tendance à valider facilement *ex-post* des différences de comportements par catégories choisies *a priori*.

Tableau 2 : Situation des individus de l'échantillon sur le marché du travail

	Statut / travail									ensemble	
	Emploi			Chomage			Inactif				
	N	Pop	%	N	Pop	%	N	Pop	%	N	Pop
ménage											
Hommes	13551	7804100	88	1467	770534	9	610	294994	3	15628	8869628
Femmes en couple	7150	4698508	67	998	657158	9	2557	1630594	23	10705	6986260
Femmes seule	4650	1481290	75	884	281295	14	670	203629	10	6204	1966214
Moins de 25 ans	1727	717924	33	638	249511	12	3576	1195865	55	5941	2163300
ensemble	27078	14701822	74	3987	1958498	10	7413	3325082	17	38478	19985402

Légende : « N » est le nombre d'observations dans l'échantillon, « pop » est le nombre d'individus correspondant dans la population ; les pourcentages sont pondérés par la représentativité de chaque individu (multipliée par deux pour les membres d'un couple -dont un seul individu est retenu-).

Le niveau d'études, mesuré par le type de diplôme²⁵, est la principale variable qui reflète la contribution productive d'un individu en emploi et donc le salaire potentiel. Les estimations (tableau 4) font ressortir sans surprise un effet fortement négatif de l'absence de diplôme ou d'un faible niveau atteint. Ainsi, ne pas avoir de diplôme diminue de moitié la chance d'avoir un emploi par rapport à un détenteur de CAP ou BEP ; plus généralement, il y a un lien croissant entre diplôme et probabilité d'être en emploi.

L'âge de l'individu reflète l'adaptabilité pour les jeunes ou inversement l'expérience pour les moins jeunes, avec donc en théorie des effets ambigus, le premier effet pouvant être supputé prédominant dans un période où les changements technologiques sont réputés être plus intenses qu'auparavant (post-fordisme).

Trois catégories se distinguent : les plus de 50 ans, les 25-30 ans, et les moins de 25 ans.

Les estimations présentent l'âge comme un handicap à partir de 50 ans, résultat parfois interprété comme la résultante d'une progression salariale plus ou moins uniforme avec l'âge, alliée à une productivité ou une adaptabilité qui n'évolue pas au même rythme.

Parallèlement, la tranche 25-30 ans est aussi moins souvent en emploi. On retrouve les caractéristiques descriptives connues du marché du travail avec les difficultés récurrentes d'insertion des jeunes.

²⁵ Le nombre d'années en formation initiale aurait pu apporter une information complémentaire, mais s'est révélé trop lié au type de diplôme et a généré des instabilités dans les variantes d'estimation par le maximum de vraisemblance ; cette variable a donc dû être abandonnée.

En ce qui concerne les *moins de 25 ans*, l'âge est surtout un déterminant du statut de présence en études.

Ces variables qui reflètent le salaire potentiel de l'individu²⁶ ont donc des effets compatibles avec l'hypothèse d'une offre de travail sensible au salaire²⁷.

La présence *d'enfant(s) en bas âge* joue nettement en faveur du retrait d'activité des femmes.

Les femmes en couple qui forment la population cible de l'APE, lorsqu'elles remplissent ces conditions (l'allocation parentale d'éducation, qui est disponible lorsqu'un enfant de rang 2 au moins n'a pas plus de 3 ans, pour les individus qui justifient de 2 ans d'ancienneté en emploi au cours des 5 années précédentes²⁸), ont une probabilité d'emploi qui chute de 40% par rapport à une situation familiale sans enfant.

La situation est similaire pour les femmes isolées, qui peuvent prétendre à l'Allocation Parent Isolée, qui n'est repérée en tant que telle, mais simplement à travers la présence d'enfant de moins de 3 ans.

Symétriquement, les hommes dont le foyer comporte des enfants de moins de 3 ans sont plus souvent en emploi.

En revanche, la présence *d'enfants d'âges plus avancés* a tendance à accroître la probabilité d'emploi. Une première interprétation consiste à conclure que la disponibilité de temps joue moins dans la décision que le surcroît de revenu nécessaire à la famille. Une autre interprétation consiste à renverser le sens de la causalité : les ménages attendraient un emploi stable (donnant moins de risque ultérieur de tomber en chômage) avant d'avoir des enfants.

Être né *en Afrique ou Europe orientale (ou en Asie pour les hommes)* diminue la chance d'être en emploi, ce qui peut être le signe d'une discrimination à l'embauche ou de caractéristiques non observées liées au pays (par exemple, des catégories de diplômes non identiques à la nomenclature française).

²⁶ D'autres variables ne sont pas disponibles pour expliquer l'emploi d'un individu. Ainsi, 12% des chômeurs font état de problème de santé les empêchant de travailler de temps en temps -et 1/3 des mères- (Rioux L. ; 2002), mais cet aspect du capital humain est inconnu de l'enquête emploi.

²⁷ On ne peut exclure que les résultats trouvés soient aussi issus d'une demande de travail plus forte pour les hautes qualifications mieux rémunérées, puisque la variable expliquée est l'emploi, et que cette situation résulte a priori de l'offre et de la demande, dont on sait qu'elle est plus forte pour les hautes qualifications qui sont aussi les mieux payées.

²⁸ La moitié de cette dernière condition, « au cours des 5 années précédentes », n'est pas prise en compte construction.

Notons enfin que l'emploi d'un membre du foyer n'est pas indépendant de la situation de son conjoint. D'une part, la perception d'une allocation chômage du conjoint rend l'emploi moins probable, et symétriquement l'existence d'un emploi du conjoint rend son propre statut d'emploi plus probable. D'autre part, le niveau de ces revenus joue négativement sur la probabilité d'emploi (voir tableau 3). L'idée de substituabilité des revenus au sein d'un couple est donc confirmée par ces estimations, mais à condition que le conjoint soit effectivement en emploi. L'existence et le niveau de revenu du conjoint jouent donc en sens inverse. Le *statut* vis à vis du marché du travail est compatible avec la dimension sociologique d'endogamie du choix du conjoint, du point de vue du statut professionnel, alors que le *montant* du revenu lui-même prête à un arbitrage en termes de substitution.

Tableau 3 : Effet de l'augmentation du salaire du conjoint sur la probabilité d'emploi

Salaire initial	6 600 FRF	
	Hommes	Femmes en couple
augmentation		
1000	-0,3%	-0,6%
2000	-0,7%	-1,3%
3000	-1,1%	-1,9%
4000	-1,5%	-2,5%
5000	-1,8%	-3,1%

Le manque d'emplois à pourvoir (mesuré par le taux de vacances d'emplois^①, par région et catégorie socioéconomique), est toujours statistiquement significatif. Une augmentation de 10 points de pourcentage du taux de vacances d'emplois entraînerait un accroissement de la probabilité d'être en emploi de 1% pour les hommes²⁹ et de près du triple pour les femmes en couple (2,7%), ou encore près de 2% pour les femmes seules.

^① Voir l'annexe pour une description détaillée de cette variable.

²⁹ Le calcul est effectué au point moyen de chaque sous-population, sachant que dans un modèle Logit, on a $dp=p.(1-p).b.dx$, où p est le niveau de probabilité d'emploi, dp sa variation, b le coefficient estimé de la variable x et dx la variation de la variable explicative x .

Tableau 4 : Résultats d'estimation de la fonction d'emploi (pour les 25 ans ou plus) ou d'étude-emploi (pour les moins de 25 ans) *
(estimation probit par type de ménage)

type	Variable endogène : emploi/non emploi/études (estimation probit)	Plus de 25 ans			moins de 25 ans écart- paramètre type
		hommes écart- paramètre type	femmes en couple écart- paramètre type	femmes seules écart- paramètre type	
	seuil déterminant le choix d'étude				1,25 0,00
1	seuil déterminant le choix d'emploi	-0,17 0,00	-0,33 0,00	-0,13 0,00	1,71 0,00
1	homme				0,79 0,001
	couple	2,42 0,001			0,50 0,002
	conjoint : salaire mensuel total (KF) au carré	-0,04 0,000	-0,03 0,000		-0,07 0,001
	conjoint : montant de l'indemnité chômage (KF) au carré	0,00 0,000	0,00 0,000		0,00 0,00003
	conjoint : en emploi	-0,28 0,002	-0,01 0,001		-0,31 0,005
1	conjoint : perçoit ou en attente d'allocation chômage	0,07 0,00	0,00 0,00		0,03 0,00
1	Aucun diplôme ou CEP	2,11 0,001	2,67 0,002		0,90 0,0042
1	BEPC seul	0,57 0,0025	n.s.		0,69 0,0073
1	CAP,BEP ...	0,49 0,00	0,43 0,00	0,37 0,00	
1	Baccalauréat, brevet professionnel ...	0,81 0,00	0,92 0,00	référence	
1	Baccalauréat + 2 ans	référence	référence	référence	
1	Diplôme supérieur	1,38 0,00	1,63 0,00	1,63 0,00	
1	age18	2,02 0,00	2,73 0,00	2,72 0,00	
1	age19	2,15 0,00	2,45 0,00	2,75 0,00	
1	age20				4,06 0,00
1	age21				1,52 0,00
1	age22				référence
1	age23				0,64 0,00
1	age24				0,43 0,00
1	Taux de vacances (effet <20ans)				0,42 0,00
					0,35 0,00
					n.s.

..../....

* Les chiffres des lignes précédées d'un 1 en première colonne « type » sont l'exponentielle du coefficient d'estimation multiplié par $\frac{\pi}{\sqrt{3}}$ de façon à approximer l'accroissement relatif de probabilité.

n.s. = non significatif au seuil de 5% ou sans objet

Certaines situations sont peu fréquentes et les coefficients estimés sont alors sujets à de grands risques d'instabilité d'échantillonnage : - pour les hommes seuls : les enfants en bas âge, - pour les moins de 25 ans : les conjoints allocataires en chômage ou la présence d'enfants en bas âge pour ceux qui sont diplômés du supérieur

1	Père Agriculteurs exploitants					1,20	0,00
1	Père Indépendant					0,64	0,00
1	Père Libéral ou cadre sup					3,50	0,00
1	<i>Père Prof intermédiaire</i>						
1	Père Employé					0,47	0,00
1	Père Ouvrier					0,34	0,00
1	Père sans prof ou non renseigné					0,15	0,00
1	25<=age<30	0,82	0,00	0,63	0,00	0,68	0,00
1	30<=age<35	<i>référence</i>		<i>référence</i>		<i>référence</i>	
1	35<=age<40	1,20	0,00	1,28	0,00	1,22	0,00
1	40<=age<45	1,17	0,00	1,45	0,00	1,37	0,00
1	45<=age<50	1,03	0,00	1,10	0,00	1,14	0,00
1	50<=age<55	0,82	0,00	0,71	0,00	0,97	0,00
1	population cible de l'APE	0,98	0,00	0,62	0,00	0,83	0,01
1	présence d'enfant de moins de 3 ans	1,37	0,00	0,88	0,00	0,55	0,02
1	nombre d'enfant de moins de 3 ans	-0,19	0,00	-0,43	0,00	-0,47	0,02
1	enfant 3 ans et Aucun diplôme ou CEP	0,94	0,00	0,92	0,00	0,63	0,01
1	enfant 3 ans et BEPC seul	0,90	0,00	0,62	0,00	0,81	0,01
1	enfant 3 ans et Baccalauréat...	1,19	0,00	0,84	0,00	1,89	0,01
1	enfant 3 ans et Baccalauréat + 2 ans	1,06	0,00	1,23	0,00	1,89	0,01
1	enfant 3 ans et Diplôme supérieur	1,03	0,00	2,10	0,00	6,25	0,02
1	présence d'enfant de 3 à 6 ans	1,73	0,01	0,93	0,01	0,84	0,02
1	nombre d'enfant de 3 à 6 ans	-0,16	0,006	-0,34	0,005	-0,41	0,017
1	présence d'enfant de 6 à 18 ans	1,47	0,00	1,25	0,00	1,14	0,00
1	nombre d'enfant de 6 à 18 ans	-0,04	0,001	-0,29	0,001	-0,20	0,002
1	nombre d'enfant de plus de 18 ans	0,10	0,001	-0,12	0,001	0,05	0,002
1	<i>France</i>	<i>référence</i>		<i>référence</i>		<i>référence</i>	
1	afrique	0,30	0,00	0,44	0,00	0,65	0,00
1	asie	0,48	0,01	1,29	0,00	0,90	0,01
1	Europe centrale, Amérique du nord	0,73	0,00	1,13	0,00	0,97	0,00
1	Europe orientale	0,28	0,00	0,23	0,00	0,46	0,01
1	Pays autre	0,36	0,00	0,14	0,00	0,50	0,01
1	Flux d'offre/chômeurs s123 en 1999	1,11	0,00	1,25	0,00	1,02	0,00

4.2.2 Les salaires

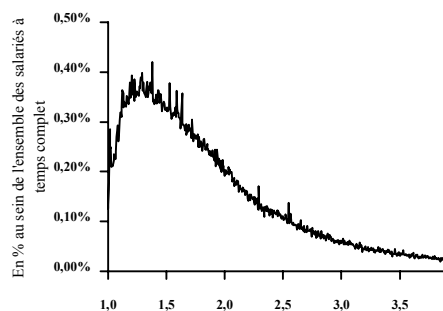
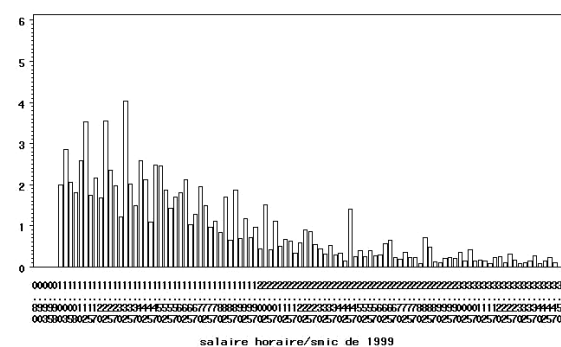
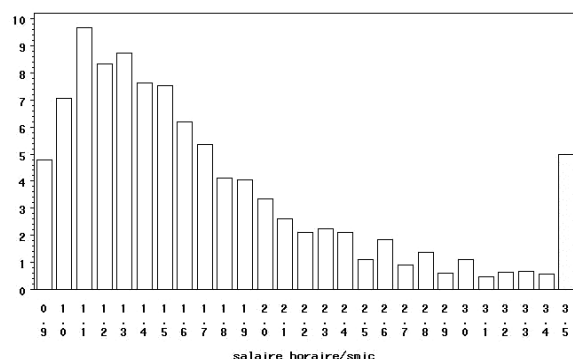
La distribution des salaires relativement au smic ne fait apparaître un point d'accumulation au niveau du smic que si l'échelle est très fine, c'est-à-dire que la « bosse » du smic n'est que peu protubérante. Certes, les données de l'enquête emploi sont déclaratives et donc peu précises *a priori*, mais les calculs du CERC à partir des DADS, s'ils font apparaître cette fameuse bosse, en font apparaître aussi dans le reste de la distribution de façon apparemment aléatoire et avec la même amplitude (graphique 2). Ainsi, alors qu'il semble établi aux États-Unis que le salaire minimum engendre un point d'accumulation, cette caractéristique est tout à fait ténue ou même inexistante en France³⁰.

Graphique 3 : *Distribution du salaire horaire par rapport au smic*

Champs de la présente étude, salaire horaire net, y compris prime en 1999

Champ DADS, temps complet en 1996

Fréquence relative



Niveau de salaire relativement au Smic

Source : DADS.in CERC(1999)

L'absence de protubérance notable au niveau de la distribution empirique des salaires autorise donc à utiliser une méthode d'estimation avec distribution des résidus continue sans que cela induise de biais.

³⁰ L'idée selon laquelle le salaire serait peu important pour les entreprises de certaines branches dont les biens et services seraient indispensables n'est donc pas vérifiée par ce constat. En effet, avec cette hypothèse, un salaire minimum devrait se traduire uniquement par un relèvement des salaires potentiellement les plus faibles afin de

Rappelons que contrairement aux graphiques présentés ci-dessus, ce n'est pas le salaire net qui sera modélisé, mais le coût horaire du travail, y compris ristourne sur les bas salaires, ce qui sous-entend que les appréciations des entreprises sur les capacités productives des individus sont déterminantes. Par ailleurs, le choix d'un taux *horaire* plutôt que mensuel correspond bien à l'idée de comparaison productive ; quoiqu'il n'est pas non plus étranger au choix d'offre de travail, que l'on aurait pu croire porté sur un salaire mensuel, mais qui de fait est facilement contraint par des horaires réduits non souhaités, comme l'indique la comparaison entre revenu/salaire souhaité et ceux obtenus après chômage, similaire sur un taux horaire mais plus éloigné sur un salaire mensuel (Rioux L , 2001)

Les résultats d'estimation sont présentés dans les tableaux 5 et 6, correspondant chacun à un tirage aléatoire d'individus (voir l'annexe pour la description des données, la phase d'échantillonnage consiste à tirer un seul individu par ménage).

Les personnes en emploi sont-elles celles dont le salaire est supérieur ?

La variable inverse du ratio de Mills (« mills » dans le tableau), calculée comme sous-produit de l'équation d'emploi, révèle le biais d'autosélection provenant de l'absence de salaire mesuré de ceux qui sont sans travail. Ce biais s'interprète en cas de coefficient positif comme un comportement d'offre de travail plus volontariste de ceux ou celles qui peuvent prétendre à un salaire plus élevé que normalement attendu.

En ce qui concerne les hommes, les deux échantillons ne produisent pas des résultats cohérents, avec un effet positif ou non significatif selon le cas. Il serait donc hasardeux de conclure à un quelconque effet d'autosélection pour cette catégorie nombreuse de la population.

Pour les femmes en couple, il existe une faible corrélation positive entre salaire et emploi, celles en emploi ont plus de chance d'avoir un salaire élevé.

Enfin pour les deux autres catégories, les femmes seules ou les jeunes, il n'y a pas de lien significatif entre probabilité d'être en emploi et salaire.

Les déterminants individuels du coût salarial sont sans surprise :

- l'interprétation qui avait été avancée quant au rôle de la formation est corroborée : un bon diplôme se traduit par un salaire élevé³¹.

respecter la contrainte du smic, ce qui engendrerait un point d'accumulation à ce niveau de la distribution des salaires.

³¹ Ce qui confirme la validité de l'effet de ses variables dans l'équation d'emploi en tant qu'approximation du salaire (réel ou potentiel)

- l'expérience totale joue positivement, mais l'effet s'amenuise avec le niveau atteint. Cependant, travailler à temps partiel affaiblit la prise en compte de l'expérience sur le salaire, ce qui peut s'interpréter de deux façons : la formation « sur le tas » est moins intense, ou le type de travail à temps partiel est moins sujet à un avancement de la carrière. Naturellement, les estimations concernant les jeunes sont peu stables pour ce genre de variable.

- l'effet de l'ancienneté dans le dernier emploi correspond quant à lui à la pratique à peu près régulière d'une progression salariale, signe peut-être d'une méthode de gestion des carrières dans l'entreprise en vue de maintenir l'incitation à l'effort au cours du temps (théorie du salaire différé).

- l'environnement économique joue sur le salaire, qui ne dépend donc pas seulement des capacités productives de l'individu. Les déterminants conjoncturels du salaire ressortent en effet de façon significative pour les femmes seulement.

Une augmentation de dix points du taux de vacances d'emplois induits des salaires plus élevés de l'ordre de 20% à 30% pour les femmes³².

Ainsi, à travers ces résultats, ce sont surtout les femmes en couple qui semblent avoir un des réactions sensible sur leur offre de travail, aussi bien en termes de choix en fonction du salaire qu'en termes de disponibilité de poste de travail.

La qualité des estimations est celle habituellement rencontrée, les variables sont très significatives mais laissent dans l'ombre une partie importante de la hiérarchie des coûts salariaux, avec un R^2 d'environ 55% (un peu plus pour les jeunes, dont les coût salariaux sont moins dispersés)

C'est à partir des prévisions fournies par les équations d'emploi et de coût salarial qu'il est possible de simuler des politiques économiques du point de vue du taux d'emploi.

³² Cela corrobore indirectement les estimations macroéconomiques des effets de flexions conjoncturelles qui sont plus forte dans la création d'emploi du secteur tertiaire que dans les autres domaines de l'économie, moins féminisés.

Tableau 5 : Équation de coût salarial, échantillon 1 *

		Hommes		Femmes en couple		Femmes seules		moins de 25 ans	
Variable endogène : coût du travail en log (estimation par la méthode de Heckman)		paramètre	écart- type	paramètre	écart- type	paramètre	écart- type	paramètre	écart- type
*	Intercept	4,35	0,08	4,23	0,05	4,14	0,07	3,96	0,05
	mills	0,08	0,03	0,08	0,02	-0,05	0,03	-0,01	0,02
	homme							0,13	0,02
	couple	0,09	0,01					0,04	0,02
	Flux d'offre/chomeurs s123 en 1999	0,0601	0,0240	0,3679	0,0491	0,2222	0,0550	n.s.	n.s.
	expérience professionnelle	0,0361	0,0017	0,0285	0,0024	0,0216	0,0022	0,0586	0,0109
	au carré	-0,0006	0,0000	-0,0005	0,0001	-0,0003	0,0001	-0,0043	0,0009
	expérience (temps partiel)	-0,0208	0,0035	-0,0134	0,0019	-0,0190	0,0029	-0,1138	0,0142
	expérience carrée (temps partiel)	0,0004	0,0001	0,0002	0,0001	0,0003	0,0001	0,0090	0,0018
	ancienneté : moins d'un an	-0,11	0,01	-0,11	0,02	-0,16	0,02	-0,07	0,02
	ancienneté : 1 an à moins de 5 ans	-0,05	0,01	-0,04	0,01	-0,10	0,02	n.s.	n.s.
	ancienneté : 5 ans à moins de 10 ans	réf		réf		réf		réf	
	ancienneté : 10 ans et plus	0,08	0,01	0,16	0,01	0,12	0,01	n.s.	n.s.
n.c	CEP, DFE0	-0,38	0,02	-0,44	0,02	-0,35	0,03	n.s.	n.s.
	BEPC	-0,20	0,02	-0,24	0,02	-0,14	0,02	-0,10	0,04
	CEP	-0,38	0,07	-0,46	0,10	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	CAP, BEP, EFAA	-0,33	0,01	-0,34	0,02	-0,20	0,03	-0,16	0,03
	CAP hors apprentissage	-0,26	0,01	-0,27	0,02	-0,23	0,02	-0,15	0,03
	BEC hors apprentissage	-0,21	0,02	-0,24	0,02	-0,14	0,02	-0,12	0,03
	Paramédical, Social sans BAC	-0,28	0,03	-0,33	0,04	-0,10	0,03	n.s.	n.s.
	Brevet ou BAC technicien, Bac technologique : F G H, SMS STL STT STI	-0,09	0,02	-0,07	0,02	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	BAC professionnel	-0,07	0,02	n.s.	n.s.	-0,13	0,04	n.s.	n.s.
	Baccalauréat, CFES , BE, BEPS , BS , Brevet d'enseignement agricole, commercial, hôtelier, industriel, social, tech agri	réf		réf		réf		réf	
	autre diplôme techno : BP, moniteur-éducateur, brevet de maîtrise, AFPA 2nd degré	n.s.	n.s.	-0,11	0,04	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	Capacité en droit, ESEU, DAEU	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	1er cycle universitaire, propédeutique, DUEL, DUES, DEUG, PCEM	0,14	0,03	n.s.	n.s.	0,17	0,04	0,15	0,05

.../...

	DUT, BTS, DEUST..	0,15	0,02	0,17	0,02	0,12	0,02	0,11	0,03
	Technicien supérieur, hors santé	0,30	0,03	0,20	0,05	0,17	0,05	n.s.	n.s.
	Santé : sage-femme, infirmière, kiné, laborantin, manip radio, assistante sociale, éducateur..	0,13	0,03	0,22	0,02	0,21	0,02	0,51	0,07
	Certificat d'aptitude pédagogique, de fin d'études normales, maître d'éducation physique	0,22	0,04	0,25	0,04	0,31	0,04	n.s.	n.s.
	2ème cycle universitaire	0,35	0,02	0,34	0,03	0,31	0,03	0,36	0,04
	3ème cycle universitaire, y compris médecine	0,55	0,02	0,61	0,03	0,54	0,03	0,67	0,13
	Grande école, ingénieur, commerce DECS, DESCF, expert-comptable, notaire, avocat, architecte, art, journalisme, vétérinaire	0,58	0,02	0,68	0,04	0,55	0,05	0,72	0,08
	Grandes écoles +	0,67	0,03	0,61	0,07	0,35	0,15	1,27	0,20
	Inconnu ou Aucun diplôme	-0,44	0,02	-0,44	0,02	-0,33	0,03	-0,16	0,03
	taux de temps partiel	-0,15	0,07	-0,18	0,04	-0,26	0,06	-0,70	0,05
	échantillon de salariés du smna	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	0,38	0,05	0,77	0,03
pays	France	ref							
	afrique	-0,13	0,02	-0,06	0,02	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	asie	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	Europe centrale, Amérique du nord	0,06	0,01	-0,09	0,03	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	Europe orientale	-0,17	0,03	-0,12	0,06	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	Pays autre	-0,25	0,03	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.

* = coefficient toujours présent dans la sélection des variables

n.s. = non significatif au seuil de 5%

Tableau 6 : Équation de coût salarial, échantillon 2 *

Variable endogène : coût du travail en log (estimation par la méthode de Heckman)		Hommes		Femmes en couple		Femmes seules		moins de 25 ans	
		paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type
*	Intercept	4,30	0,07	4,15	0,05	4,00	0,06	3,96	0,05
	mills	-0,05	0,04	0,09	0,02	-0,07	0,05	0,03	0,02
	homme							0,11	0,02
	couple	0,06	0,01					n.s.	n.s.
	Flux d'offre/chomeurs s123 en 1999	n.s.	n.s.	0,3694	0,0484	0,2202	0,0555	0,1266	0,0490
	expérience professionnelle	0,0328	0,0016	0,0258	0,0026	0,0225	0,0022	0,0360	0,0131
	au carré	-0,0005	0,0000	-0,0004	0,0001	-0,0003	0,0001	-0,0029	0,0012
	expérience (temps partiel)	-0,0270	0,0035	-0,0128	0,0019	-0,0153	0,0030	-0,0979	0,0160
	expérience carrée (temps partiel)	0,0005	0,0001	0,0002	0,0001	0,0003	0,0001	0,0085	0,0020
	ancienneté : moins d'un an	-0,12	0,01	-0,14	0,02	-0,16	0,02	-0,07	0,02
	ancienneté : 1 an à moins de 5 ans	-0,06	0,01	-0,06	0,02	-0,10	0,02	n.s.	n.s.
	ancienneté : 5 ans à moins de 10 ans	réf		réf		réf		réf	
	ancienneté : 10 ans et plus	0,08	0,01	0,13	0,02	0,12	0,01	n.s.	n.s.
Diplôme	CEP, DFE0	-0,35	0,02	-0,43	0,02	-0,36	0,03	-0,40	0,16
	BEPC	-0,19	0,02	-0,23	0,02	-0,15	0,02	-0,16	0,03
	CEP	-0,30	0,07	-0,44	0,09	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	CAP, BEP, EFAA	-0,32	0,01	-0,32	0,02	-0,19	0,03	-0,17	0,03
	CAP hors apprentissage	-0,25	0,01	-0,25	0,02	-0,24	0,02	-0,17	0,03
	BEC hors apprentissage	-0,18	0,02	-0,22	0,02	-0,14	0,02	-0,12	0,03
	Paramédical, Social sans BAC	-0,25	0,03	-0,26	0,05	-0,12	0,03	n.s.	n.s.
	Brevet ou BAC technicien, Bac technologique : F G H, SMS STL STT STI	-0,07	0,02	-0,05	0,02	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	BAC professionnel	-0,09	0,03	-0,08	0,04	-0,11	0,04	n.s.	n.s.
	Baccalauréat, CFES, BE, BEPS, BS, Brevet d'enseignement agricole, commercial, hôtelier, industriel, social, tech agri	réf		réf		réf		réf	
	autre diplôme techno : BP, moniteur-éducateur, brevet de maîtrise, AFPA 2nd degré	n.s.	n.s.	-0,09	0,04	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
	Capacité en droit, ESEU, DAEU	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.

1er cycle universitaire, propédeutique, DUEL, DUES, DEUG, PCEM	0,11	0,03	0,17	0,04	0,15	0,04	0,15	0,05
DUT, BTS, DEUST..	0,15	0,02	0,17	0,02	0,13	0,02	0,09	0,03
Technicien supérieur, hors santé	0,23	0,03	0,21	0,04	0,15	0,05	n.s.	n.s.
Santé : sage-femme, infirmière, kiné, laborantin, manip radio, assistante sociale, éducateur..	0,15	0,03	0,22	0,02	0,21	0,02	0,49	0,08
Certificat d'aptitude pédagogique, de fin d'études normales, maître d'éducation physique	0,21	0,04	0,30	0,04	0,31	0,04	n.s.	n.s.
2ème cycle universitaire	0,28	0,02	0,37	0,03	0,32	0,03	0,34	0,04
3ème cycle universitaire, y compris médecine	0,51	0,02	0,62	0,03	0,53	0,03	0,81	0,09
Grande école, ingénieur, commerce DECS, DESCF, expert-comptable, notaire, avocat, architecte, art, journalisme, vétérinaire	0,57	0,02	0,58	0,04	0,55	0,04	0,69	0,08
Grandes écoles +	0,73	0,04	0,86	0,12	0,46	0,14	n.s.	n.s.
Inconnu ou Aucun diplôme	-0,39	0,01	-0,40	0,02	-0,35	0,03	-0,21	0,03
taux de temps partiel	-0,46	0,07	-0,18	0,04	-0,17	0,06	-0,47	0,09
échantillon de salariés du smma	0,44	0,03	0,13	0,06	0,39	0,06	0,59	0,08
France	ref							
afrique	-0,09	0,02	-0,05	0,02	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
asie	-0,10	0,04	-0,14	0,06	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Europe centrale, Amérique du nord	0,07	0,02	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Europe orientale	-0,15	0,03	-0,18	0,05	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Pays autre	-0,13	0,03	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	0,64	0,28

5 DEUX SIMULATIONS DE POLITIQUES ÉCONOMIQUES

Les simulations présentées sont d'une part l'abandon du salaire minimum et d'autre part l'effet d'une amélioration macroéconomique du marché du travail. On s'intéresse dans ces deux cas à ce qu'il adviendrait de la population initialement sans emploi (c'est-à-dire au chômage, inactive, ou études pour les moins de 25 ans), dont on dénombre 16 000 observations dans l'échantillon représentatifs de 4,1 millions de personnes (tableau 7, ligne 1).

5.1 L'ANNULATION DU SALAIRE MINIMUM

Dans cette variante, on ne fait qu'une simulation des seules équations du modèle, d'un point de vue méthodologique restreint, c'est-à-dire sans tenir compte des répercussions sur la demande de travail ou sur l'équilibre macroéconomique. Il s'agit donc plus d'un exercice formel que d'une variante de politique économique.

La suppression du smic affecte de façon différente les catégories théoriques de personnes sans emploi :

- (i) des individus qui souhaitaient travailler, même en dessous du smic, pourraient alors se voir proposer un emploi,
- (ii) d'autres personnes sans emploi, dont on estime que leur coût salarial potentiel se situe sous le smic, ne souhaitent pas travailler, et resteraient donc en non emploi,
- (iii) une dernière catégorie sans emploi est dotée d'un coût salarial potentiel estimé au dessus du smic, ces personnes n'ont donc pas de raison de changer de comportement.

D'autres effets de l'annulation du smic ne sont pas pris en compte ici, ce sont toutes les répercussions de nature macroéconomique : accroissement de la compétitivité coût des entreprises dont la main-d'œuvre est peu qualifiée, hausse de la demande de travail de la part des entreprises, effet Phillips en retour, etc.

Le pourcentage estimé de personnes pouvant toucher un salaire en dessous de smic est globalement de 4% de la population des sans emplois ici considérée, mais il n'y a pratiquement pas d'hommes concernés, alors que les femmes le seraient à hauteur de 3% ou 9% selon qu'elles sont en couple ou pas, et les jeunes seraient le plus touchés par la contrainte du smic puisque 13% d'entre eux auraient un salaire potentiel en dessous du minimum (ligne 2 du tableau 7).

Rappelons que la méthode d'estimation tient compte du fait que les sans emploi sont susceptibles de prétendre à un salaire inférieur à celui des salariés en place, en fonction de leur proximité estimée avec le marché du travail (inverse du ratio de Mills) et que cela joue concrètement pour les femmes en couples.

Le faible ordre de grandeur global n'est pas trop surprenant, car dans l'équation d'emploi, l'effet du biais de sélection dans l'estimation du salaire est inexistant pour les hommes ou les femmes seules ainsi que pour les jeunes, et reste faible pour les femmes. Si bien qu'il n'y a que peu de *distinguo* à faire entre personnes en emploi ou sans emploi du point de vue de leur niveau de salaire potentiel ou réel. Comme les personnes au smic (et en emploi) sont celles qui sont plutôt jeunes, avec peu d'expérience et de qualification, il est difficile d'avoir des caractéristiques beaucoup plus défavorables quand on est sans emploi. Les sans-emploi potentiellement en dessous du smic ne peuvent donc être très nombreux si l'équation de coût salarial n'est pas biaisée.

L'effet de l'annulation du smic doit tenir compte aussi du souhait d'être en emploi. En reprenant telle quelles les prévisions de comportement, on peut considérer qu'une personne sera en emploi si la probabilité estimée de l'être est supérieure à 50%.

Avant de procéder aux simulations, il est bon de regarder ce que prédisent les équations estimées pour cette catégorie de sans-emploi. Malheureusement, les déterminants de l'emploi sont assez rustiques (voir cependant plus loin une variante peut-être plus pertinente), puisque l'équation prédit que 61% des sans emplois devraient avoir un travail (ligne 2 du tableau). Cette prédiction se décline en deux extrêmes : la plupart des hommes (80%) sont censés avoir un emploi, alors que les jeunes sont dans la situation opposée (39%).

Seuls 2% des sans emplois en auraient un avec l'annulation du smic ; autrement dit, la moitié des 4% potentiellement sous le smic ne souhaitent ou ne peuvent de toutes façons pas trouver un emploi (ligne 4 du tableau).

Un problème méthodologique lancinant quant à la prédiction de la situation d'emploi est que l'équation ne donne qu'une probabilité et non une réponse de type oui ou non. Traditionnellement, on considère comme on vient de le faire que lorsque la probabilité estimée d'être en emploi dépasse 50%, on affecte la situation d'emploi à l'individu.

Mais cette règle intuitive n'est pas toujours pertinente. On peut convenir d'une autre convention, par exemple de prédire l'emploi lorsque la probabilité estimée dépasse la probabilité *a priori* (Le Blanc D., Lollivier S., Marpsat M., Verger D. ; 2001), ou bien de définir un seuil à mi-chemin entre les probabilité *a priori* de l'emploi et du non emploi comme nous l'avons fait ici sous l'appellation

« seuil moyen » de la ligne 5 du tableau 7³³. Dans ce cas seuls 1% des sans emplois serait à la fois caractérisés par un salaire potentiel sous le smic tout en souhaitant travailler, soit 42 000 personnes.

Tableau 7 : *Non-emploi et salaire minimum*

	Hommes	Femmes en couple	Femmes seules	Moins de 25 ans	% des sans emploi	
					Ensemble	milliers
<i>Effectifs en non emploi</i>	1 027 024	2 268 084	488 851	362 879	4 146 838	4 147
Probabilité estimée d'être en emploi	80%	56%	64%	39%	61%	2 541
salaire estimé sous le smic	0%	3%	9%	13%	4%	167
salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail	0%	1%	3%	8%	2%	69
salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail (seuil moyen)	0%	1%	0%	8%	1%	42

5.2 UNE AMÉLIORATION DE LA CONJONCTURE

La simulation effectuée consiste à prévoir ce qu'il adviendrait dans un contexte macroéconomique où le taux de vacances d'emploi serait plus proche de son niveau d'équilibre³⁴.

Si la demande de travail des entreprises était suffisante pour proposer des offres d'emploi en nombre suffisant, le ratio de vacances / demandes d'emploi serait *théoriquement* égal à 1 en l'absence de frictions, cependant deux raisons font que le niveau d'équilibre attendu est plus faible.

D'abord, pour des raisons *théoriques*, parce que l'information n'est pas gratuite ou parfaite et que le temps de prospection des chômeurs, ou plus généralement le bon appariement entre salariés et employeurs engendrent des délais d'embauche.

Ensuite, parce qu'il faut tenir compte de la *mesure* imparfaite du numérateur et du dénominateur du taux de vacances d'emplois. Les emplois vacants ne sont répertoriés par l'ANPE qu'à hauteur d'environ 40% de l'ensemble des postes proposés (le reste passant par les annonces, les contacts directs, les recruteurs privés), le ration de plein emploi avec friction serait donc plus proche de 0,4 que de 1 de ce fait. Mais, en sens inverse, le dénominateur ne tient pas compte de tous les demandeurs d'emploi : les catégories 1+2+3 retenues excluent par définition la catégorie 6, soit un ordre de grandeur de 500 000 personnes en 1998, les dispensés de recherche d'emploi, les chômeurs en formation, 150 000 personnes, les pré-retraités - une partie désire travailler-, les inactifs –dont une partie est malgré tout susceptible d'occuper un emploi-. Il est certes impossible de proposer une

³³ en l'occurrence : 85% pour les hommes, 65% pour les femmes en couple, 71% pour les femmes seules et 50% pour les moins de 25 ans.

³⁴ voire plus, si le ratio réel est au-delà.

mesure non contestable du niveau de tension d'équilibre sur le marché du travail ; on a opté pour la simplicité formelle en fixant le ratio vacances/demandes d'emploi d'une « conjoncture améliorée » à 0,5 au lieu de 1 -qui serait la valeur maximale lié au plein emploi des facteurs de production-.

Cette amélioration de la conjoncture engendre deux effets : d'une part une probabilité d'emploi plus grande, et d'autre part -*via* l'effet Phillips- un salaire plus élevé.

Cet exercice connaît plusieurs limites importantes.

On l'a vu, l'équation d'emploi n'est que de qualité limitée. De plus, une simulation de nature microéconomique ne saurait tenir compte des interactions macroéconomiques entre rééquilibrage du marché du travail et effet Phillips (ici seul l'effet sur l'offre de travail et le salaire sont pris en compte), ou bien à l'inverse comme toutes les autres variables sont égales par ailleurs, s'il se trouvait que le coût salarial réel doive baisser pour améliorer la conjoncture, l'offre de travail se réduirait. Cela n'est pas pris en compte ici, car les paramètres reflétant indirectement le coût salarial sont fixés à leur niveau estimé dans le contexte conjoncturel de l'année 1999 ; autrement dit, on suppose que l'amélioration macroéconomique de la conjoncture peut se faire indépendamment des déterminants de l'emploi et des salaires, par exemple via une demande extérieure qui ne serait pas bridée par la compétitivité de la France.

Évidemment, ces limitations sont inhérentes à l'absence de prise en compte de la demande de travail de la part des entreprises dans l'ensemble des études microéconomiques fondées sur les données des individus.

Les résultats présentés sont donc fragiles et ne peuvent au mieux qu'indiquer quelques ordres de grandeur.

Le premier effet est une augmentation de la probabilité d'être en emploi qui passe de 61% à 69% (en retenant un seuil de décision à 50%).

Le deuxième effet du type Phillips est une variation à la hausse du salaire.

Les deux effets combinés indiquent que dans une meilleure situation macroéconomique, 1% des sans-emploi qui souhaite travailler seraient contraint par le smic, soit environ 20 000 personnes, au lieu de 4% pour la situation conjoncturelle réelle (rappelée en lignes grisées dans le tableau). Avec un seuil de décision moyen (voir ci-dessus), seuls 17 000 personnes ne trouveraient pas d'emploi.

Tableau 8 : Non emploi simulé avec une conjoncture de l'emploi améliorée

		Hommes	Femmes en couple	Femmes seules	Moins de 25 ans	Ensemble	
							milliers
	<i>Effectifs en non emploi</i>	1 027 024	2 268 084	488 851	362 879	4 146 838	4 147
Rappel : Conjoncture constatée	Probabilité d'être en emploi	80%	56%	64%	39%	61%	2 541
	salaire estimé sous le smic	0%	3%	9%	13%	4%	167
	salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail	0%	1%	3%	8%	2%	69
	salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail (seuil moyen)	0%	1%	0%	8%	1%	42
Conjoncture améliorée	Probabilité d'être en emploi sous une meilleure conjoncture	88%	64%	72%	38%	69%	2 851
	salaire estimé sous le smic	0%	0%	2%	5%	1%	43
	salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail	0%	0%	1%	3%	1%	23
	salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail (seuil moyen)	0%	0%	0%	3%	0%	17

6 ROBUSTESSE DES RÉSULTATS

On examine dans cette partie les questions de sensibilité des résultats aux méthodes d'estimation, d'influence de la fiscalité, de biais d'échantillonnage, et enfin de précisions des simulations.

6.1 SENSIBILITÉ À LA MÉTHODE D'ESTIMATION

Bien que ce sous échantillon ne soit pas majoritaire, on examine les résultats concernant les femmes en couples, car ils sont les plus délicats à estimer, en particulier dans la dimension offre de travail, dont la sensibilité aux conditions économiques d'exercice d'activité est plus grande lorsque des enfants en bas âge sont présents dans la famille.

Seront successivement analysées les méthodes alternatives d'estimation et les résidus.

6.1.1 Estimations simultanées ou pas

Quatre méthodes sont comparées : les moindres carrés ordinaires (biaisé en présence d'autosélection), la méthode de Heckman (non biaisée, mais peu efficace si le modèle est parfaitement spécifié), et le maximum de vraisemblance avec deux variantes : une avec des résidus homoscédastiques et une avec de l'hétéroscédasticité lié au niveau d'études.

En effet, les résidus de l'équation de coût salarial ne sont pas forcément homoscédastiques. Comme indiqué précédemment dans la section théorique 1.3, les coûts de déplacement et d'information entraînent de la dispersion dans les salaires. Cette dispersion devrait être d'autant plus grande que le coût de recherche est grand par rapport au gain éventuel d'un meilleur emploi, car alors la réalisation des arbitrages est plus coûteuse. Le travail peu qualifié devrait donc connaître une dispersion des salaires relativement plus forte que le salaire des qualifiés.

Cependant les aspects pratiques de la mesure des qualifications sont aussi à considérer : plus le nombre d'années d'études est élevé, plus le diplôme ou l'emploi est spécifique. Il est alors probable que la mesure de la qualification par le diplôme ou le nombre d'années d'étude est d'autant plus imprécise que la qualification est importante. Ce qui veut dire que la dispersion des résidus est de ce point de vue d'autant plus grande que le nombre d'années d'étude est élevé, contrairement au seul raisonnement théorique précédent.

Dans notre travail empirique, la variabilité du résidu de l'équation de coût salarial sera fonction du nombre d'années d'étude, mais bien que cette variable soit pertinente, on ne sait pas *a priori* dans quel sens devrait jouer cette variable compte tenu de ces deux effets contradictoires.

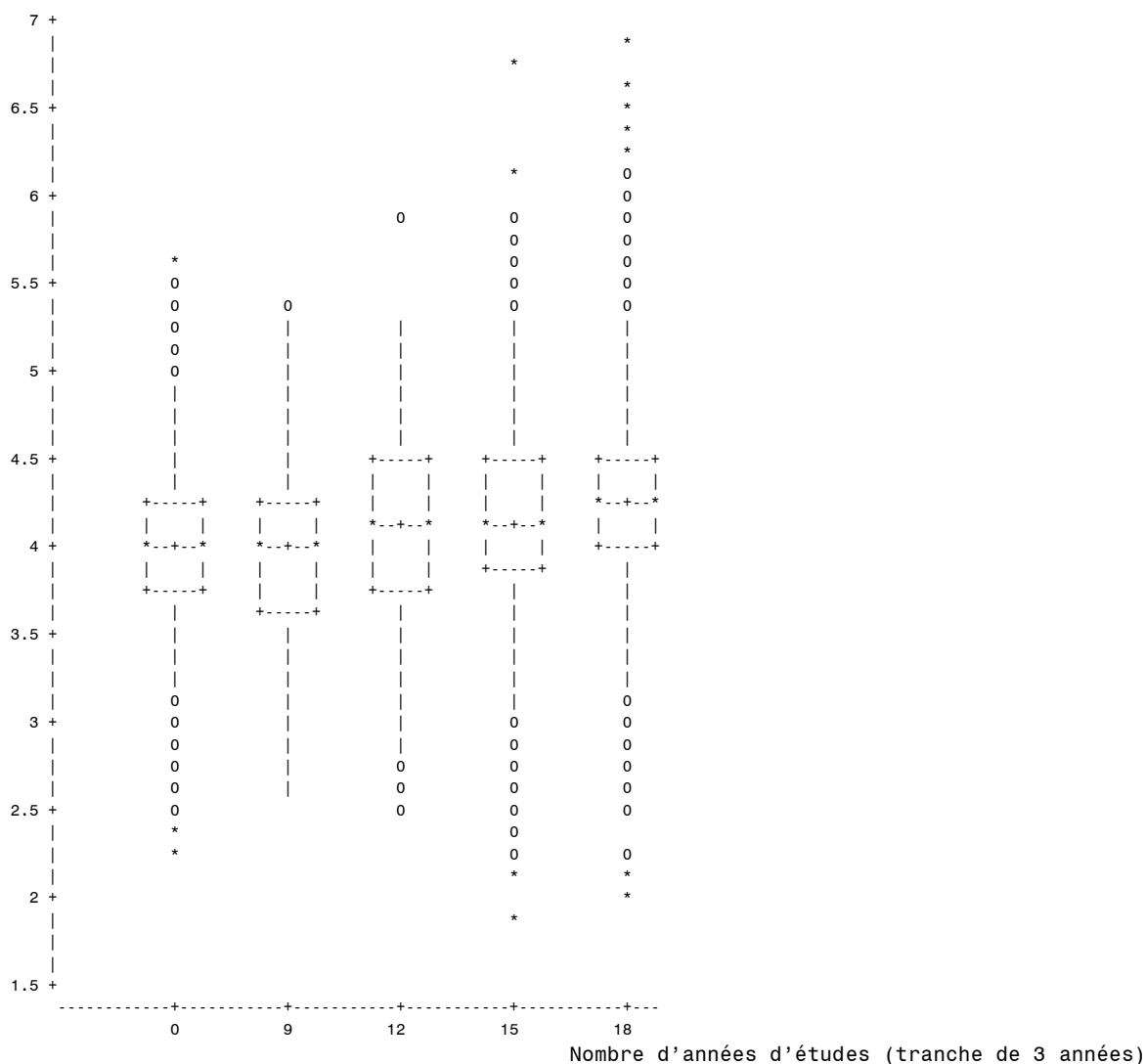
Les résultats présentés dans le tableau 9 ci-dessous indiquent d'un point de vue purement statistique, que l'on ne rejette jamais l'hypothèse de corrélation positive des résidus entre l'équation d'emploi et celle des salaires : l'inverse du ratio de Mills ou la corrélation issue du maximum de vraisemblance sont estimés précisément.

La valeur de la corrélation est cependant assez faible $0,06 \pm 0,004$ (maximum de vraisemblance homoscéastique avec ± 2 écart-types) ou $0,10 \pm 0,004$ (maximum de vraisemblance hétéroscéastique).

Paradoxalement, on notera que la précision calculée de ces estimations ne laisse pas de place à une valeur commune à ces deux façons très précises de mesurer la même chose de façon divergente.

Est-ce que le modèle le plus général avec hétéroscedasticité doit être préféré ? Les résultats indiquent ici un écart-type décroissant avec le nombre d'années d'études. Une étude précédente de Laroque G & Salanié B (2000) produisait au contraire un écart-type croissant avec le niveau d'études. Certes, la spécification n'est pas identique, le modèle est différent, et en particulier on utilise ici un degré plus fin de nomenclature de diplôme pour la partie exogène du modèle de coût salarial (mais pas pour la liaison écart-type / études). D'un point de vue descriptif, c'est-à-dire sans retirer la variabilité provenant des autres déterminants du coût salarial, le graphique 4 montre les distributions empiriques des salaires en fonction des tranches de 3 années d'études. L'hétéroscedasticité n'y apparaît pas nettement, dans le sens où elle n'évolue pas régulièrement avec la quantité d'études. Bien que cette description soit par nature imparfaite, elle n'invite pas à considérer qu'il y a une forte hétéroscedasticité, et compte tenu de la fragilité de son éventuelle prise en compte, cette hypothèse ne sera pas retenue.

Graphique 4 : Distributions empiriques des salaires (en log) en fonction des tranches d'années d'études



Face à ces incertitudes méthodologiques, on peut s'attacher aux différences entre les coefficients estimés afin de tenter de repérer d'éventuelles aberrations, c'est-à-dire des résultats peu compatibles avec des informations *a priori*.

La plupart des coefficients sont en fait plutôt proches (tableau 9).

Les principales divergences concernent les coefficients des variables suivantes :

(i) *Diplôme : Capacité en droit, ESEU, DAEU + 1er cycle universitaire, propédeutique, DUEL, DUES, DEUG, PCEM*

Ces diplômes sont similaires au bac pour MCO et Heckman, mais positif pour le maximum de vraisemblance. Les *a priori* sur ces diplômes restent ambigus, ils sont des années de formation en plus, mais reflète souvent le fait que les études se sont arrêtés avant un aboutissement.

(ii) *Diplôme de la Santé : sage-femme, infirmière, kiné, laborantin, manip radio, assistante sociale, éducateur. + Certificat d'aptitude pédagogique, de fin d'études normales, maître d'éducation physique*
Seul le maximum de vraisemblance hétéroscédastique se distingue quantitativement des autres méthodes avec un coefficient plus faible dans le premier groupe et plus fort dans le second (CAP et autres) avec un salaire pour cette méthode équivalent à un deuxième cycle universitaire, ce qui n'est pas ce que l'on pourrait attendre.

(ii) *échantillon de salariés du smna*

La constante liée à l'appartenance au secteur privé est très forte avec le maximum de vraisemblance hétéroscédastique, mais les *a priori* portent moins sur la constante que sur le rôle du diplôme et la catégorie socioprofessionnelle (variable absente rappelons-le puisque l'on souhaite simuler le coût salarial des sans-emploi).

(iii) *Origine : Asie + Europe Orientale*

Les méthodes de maximum de vraisemblance se différencient des autres pour les origines asiatiques, alors que les mco simples sont les seuls à ne pas rendre significativement négatif le coefficient de l'Europe orientale. Mais là encore, on manque de points d'ancrage pour connaître le plus plausible, les études sur curriculum vitæ simulés (*testing*) ne portent que sur la probabilité d'entretien d'embauche et ne distinguent pas les origines géographiques (Duguet E & Petit P, 2003 ou Amadiou J-F, 2004)

Au total, il reste difficile de trancher nettement entre les résultats d'estimation. C'est à la fois un facteur de fragilité puisque certains coefficients sont estimés de façon divergente, mais c'est aussi peut-être la résultante d'estimations qui pour la plupart des variables exogènes sont extrêmement semblables.

Si l'on précise maintenant le propos en se recentrant sur l'objet de cette étude -simuler le coût salarial des moins qualifié- deux éléments sont à prendre en compte.

D'une part les divergences sur l'effet du diplôme deviennent sans intérêt, puisque les catégories les plus fragiles dans l'estimation sont les moins pertinentes pour notre sujet qui se porte de fait sur les peu diplômés.

D'autre part, puisque l'on s'intéresse en fait au coût salarial potentiel des peu diplômés qui sont sans-emploi, la corrélation des résidus entre coût salarial et probabilité d'être en emploi est l'information importante pour les simulations, or celle-ci est très faible quelle que soit la méthode d'estimation retenue. Autrement dit, l'effet d'autosélection existe, mais joue peu sur les salaires obtenus.

Ces considérations nous font pencher pour l'utilisation de la méthode de Heckman en deux étapes comme pis aller, car cette méthode pourrait être plus robuste aux erreurs de spécifications sur l'offre de travail, tout en prenant en compte les phénomènes d'offre en liaison avec leur influence sur le salaire.

Tableau 9 : Comparaison des méthodes d'estimation du coût du travail des femmes en couple (en log)

	Méthode d'estimation :	Tobit (maximum de vraisemblance)		Tobit généralisé (maximum de vraisemblance)		Heckman (2 étapes)		MCO (sans Mills)	
		paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type
Constante		4,26	0,0024	-249	0,0000	4,23	0,0453	4,32	0,04
	Mills	0,02	0,0007	<i>variable</i>		0,08	0,02	-	
	Corrélation	0,06	0,0019	0,10	0,0021			-	
Flux d'offre/chômeurs s123 en 1999	expérience professionnelle au carré	0,3211	0,0020	0,3616	0,0020	0,3679	0,0491	0,3112	0,0478
	expérience (temps partiel)	0,0274	0,0001	0,0272	0,0001	0,0285	0,0024	0,0279	0,0024
	expérience carrée (temps partiel)	-0,0005	0,0000	-0,0005	0,0000	-0,0005	0,0001	-0,0005	0,0001
	ancienneté : moins d'un an	-0,0131	0,0001	-0,0125	0,0001	-0,0134	0,0019	-0,0125	0,0019
	ancienneté : 1 an à moins de 5 ans	0,0002	0,0000	0,0002	0,0000	0,0002	0,0001	0,0002	0,0001
	ancienneté : 5 ans à moins de 10 ans	-0,1257	0,0008	-0,1485	0,0008	-0,1143	0,0181	-0,1168	0,0181
	ancienneté : 10 ans et plus	-0,0492	0,0006	-0,0727	0,0006	-0,0387	0,0146	-0,0417	0,01
	CEP, DFEO	<i>référence</i>		<i>référence</i>		<i>référence</i>		<i>référence</i>	
	BEP	0,1440	0,0006	0,1337	0,0006	0,1564	0,0114	0,1563	0,01
	CEP	-0,4114	0,0012	-0,4304	0,0013	-0,4439	0,0227	-0,4044	0,02
Diplôme	CAP, BEP, EFAA	-0,2325	0,0011	-0,2586	0,0012	-0,2423	0,0199	-0,2273	0,02
	CAP hors apprentissage	-0,4521	0,0047	-0,4581	0,0040	-0,4637	0,0952	-0,4310	0,10
	BEC hors apprentissage	-0,3221	0,0012	-0,2908	0,0012	-0,3407	0,0228	-0,3270	0,02
	Paramédical, Social sans BAC	-0,2547	0,0010	-0,2758	0,0011	-0,2741	0,0184	-0,2604	0,02
	Brevet ou BAC technicien, Bac technologique : F G H, SMS STL STT STI	-0,2353	0,0010	-0,2326	0,0011	-0,2430	0,0189	-0,2282	0,02
	BAC professionnel	-0,3172	0,0018	-0,2608	0,0018	-0,3283	0,0443	-0,3134	0,04
		-0,0509	0,0013	-0,0587	0,0013	-0,0703	0,0229	-0,0680	0,02
		-0,0539	0,0017	-0,0710	0,0018	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.

.../...

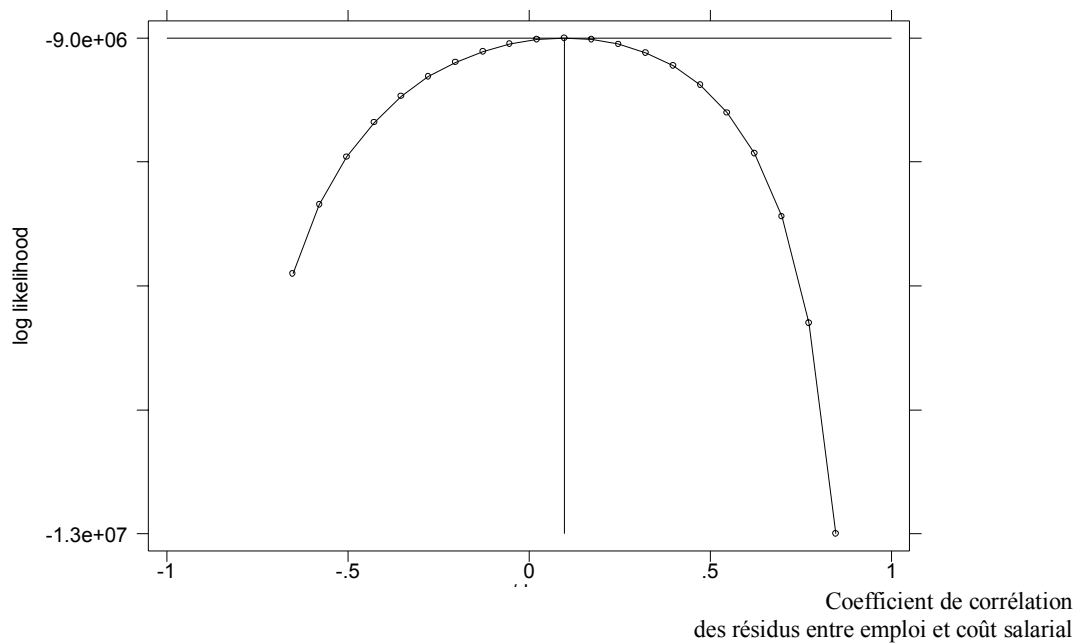
<i>Baccalauréat, CFES, BE, BEPS, BS, Brevet d'enseignement agricole, commercial, hôtelier, industriel, social, tech agri</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
autre diplôme techno : BP, moniteur-éducateur, brevet de maîtrise, AFPA 2nd degré	-0,1148 0,0019	-0,0858 0,0018	-0,1109 0,0371	-0,1101 0,04	
Capacité en droit, ESEU, DAEU	0,3018 0,0119	0,3192 0,0100	n.s. n.s.	n.s. n.s.	
1er cycle universitaire, propédeutique, DUEL, DUES, DEUG, PCEM	0,0508 0,0020	0,1028 0,0021	n.s. n.s.	n.s. n.s.	
DUT, BTS, DEUST..	0,1679 0,0011	0,1599 0,0011	0,1670 0,0206	0,1539 0,02	
Technicien supérieur, hors santé	0,1910 0,0022	0,1834 0,0022	0,2039 0,0473	0,1852 0,05	
Santé : sage-femme, infirmière, kiné, laborantin, manip radio, assistante sociale, éducateur..	0,1957 0,0015	0,1539 0,0016	0,2152 0,0225	0,2038 0,02	
Certificat d'aptitude pédagogique, de fin d'études normales, maître d'éducation physique	0,2432 0,0034	0,4042 0,0035	0,2451 0,0367	0,2361 0,04	
2ème cycle universitaire	0,3341 0,0013	0,3928 0,0013	0,3414 0,0294	0,3304 0,03	
3ème cycle universitaire, y compris médecine	0,6124 0,0015	0,6081 0,0016	0,6059 0,0271	0,5985 0,03	
Grande école, ingénieur, commerce DECS, DESCF, expert-comptable, notaire, avocat, architecte, art, journalisme, vétérinaire	0,6750 0,0017	0,6031 0,0017	0,6757 0,0412	0,6711 0,04	
Grandes écoles +	0,7121 0,0040	0,6432 0,0037	0,6057 0,0694	0,6063 0,07	
Inconnu ou Aucun diplôme	-0,4241 0,0010	-0,4213 0,0011	-0,4444 0,0193	-0,4077 0,02	
taux de temps partiel	-0,2153 0,0021	-0,2431 0,0022	-0,1756 0,0396	-0,1803 0,04	
échantillon de salariés du smna	0,0819 0,0033	0,2105 0,0034	n.s. n.s.	n.s. n.s.	
<i>France</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	
Afrique	-0,0626 0,0012	-0,0517 0,0012	-0,0591 0,0224	n.s. n.s.	
Asie	-0,0658 0,0027	-0,1277 0,0030	n.s. n.s.	n.s. n.s.	
Europe centrale, Amérique du nord	-0,1004 0,0011	-0,0702 0,0011	-0,0943 0,0274	-0,0961 0,03	
Europe orientale	-0,0600 0,0024	-0,1209 0,0025	-0,1152 0,0551	n.s. n.s.	
Pays autre	-0,0477 0,0032	-0,0226 0,0035	n.s. n.s.	n.s. n.s.	
écart-type en fonction des années d'études		-0,0013 0,00003			
écart-type (partie constante)		0,3644 0,00058			

6.1.2 Modélisation de la corrélation des résidus

On examine de nouveau les femmes en couple avec des comportements estimés de façon la plus générale par le maximum de vraisemblance hétéroscédastique. Le tableau 9 ci-dessus indiquait une corrélation positive des résidus entre équation, mais de faible ampleur. Le graphique 4 ci-dessous trace l'évolution du niveau de vraisemblance en fonction de ce paramètre de corrélation.

On y voit que ce paramètre pourrait modifier fortement la vraisemblance s'il était en valeur absolue plutôt élevé (disons de l'ordre de $\frac{1}{4}$ si l'on veut avoir une idée de seuil) ; en revanche dans la zone où il est estimé (10%), la vraisemblance reste assez plate, et en particulier en rendant ce paramètre nul, le niveau de vraisemblance serait numériquement peu affecté, mais si cette faible modification est statistiquement significative.

Graphique 5 : *Sensibilité du niveau de log-vraisemblance à la corrélation des résidus entre coût salarial et emploi, pour les femmes en couple*



6.2 INTERACTIONS ENTRE OFFRE DE TRAVAIL ET FISCALITÉ

La question de l'interaction entre travail et fiscalité est par nature à double sens, la fiscalité a des effets incitatifs sur les comportements, et réciproquement la situation d'emploi génère un changement de la charge fiscale, ainsi que souvent une modification des transferts sociaux quand ils sont liés aux conditions de ressources du ménage.

De ce fait, faute d'avoir endogénéisé les effets de la fiscalité, seule une variante imparfaite a pu être effectuée en utilisant les données de l'enquête sur les revenus fiscaux de l'INSEE³⁵.

Sans surprise, les variables de transferts sociaux sont concomitantes avec la situation en emploi (tableau 10), mais comme on vient de le rappeler, les coefficients sont probablement biaisés vers le haut du fait de l'endogénéité de ces transferts vis-à-vis de l'emploi.

La question plus cruciale est celle de la répercussion éventuelle sur les coût salariaux. Les estimations en deux étapes (tableau 11 avec la méthode Heckman) deviennent moins convaincantes dans la mesure où apparaît un très fort effet de l'inverse du ratio de Mills, mais de signe négatif (sauf pour les jeunes), ce qui signifierait que les personnes qui ont le plus de chance d'être en emploi sont celles qui ont le moins de chance d'avoir un bon salaire, compte tenu de leur catégorie.

On retrouve là sans doute le signe du biais d'estimation de l'équation d'emploi ; si bien que cette variante ne sera pas retenue.

³⁵ Je remercie la DREES du Ministère de la santé et de la solidarité pour son accueil qui a permis ces traitements statistiques.

Tableau 10 : Estimation avec indicatrices de transferts sociaux ou fiscaux

Variable endogène : emploi/non emploi/études (estimation probit)	Plus de 25 ans			moins de 25 ans paramètre type
	hommes paramètre type	femmes en couple paramètre type	femmes seules paramètre type	
seuil déterminant le choix d'étude				-0,25 0,01
seuil déterminant le choix d'emploi	0,70 0,00	0,49 0,00	0,74 0,00	1,73 0,01
homme				0,89 0,002
couple	n.s.			n.s.
conjoint : salaire mensuel total (KF) au carré	-0,02 0,000	-0,03 0,000		-0,07 0,002
conjoint : montant de l'indemnité chômage (KF) au carré	0,0006 0,0000	0,0003 0,0000		0,00 0,00009
conjoint : en emploi	-0,19 0,003	-0,01 0,001		-0,27 0,009
conjoint : perçoit ou en attente d'allocation chômage	0,0403 0,0008	-0,0018 0,0001		0,02 0,00
Aucun diplôme ou CEP	1,31 0,003	1,83 0,003		1,51 0,0069
BEPC seul	n.s.	1,07 0,0058		0,77 0,0100
CAP, BEP ...	0,66 0,00	0,68 0,00	0,62 0,00	
Baccalauréat, brevet professionnel ...	0,77 0,00	0,94 0,00	0,74 0,00	
Baccalauréat + 2 ans	référence	référence	référence	
Diplôme supérieur	1,12 0,00	1,42 0,00	n.s.	
age18	1,46 0,00	2,15 0,00	2,05 0,00	
age19	1,84 0,00	2,02 0,00	1,39 0,00	
age20				10,60 0,01
age21				2,49 0,01
age22				référence
age23				0,84 0,01
age24				0,83 0,01
Taux de vacances (effêt <20ans)				0,83 0,01
Père Agriculteurs exploitants				0,75 0,01
Père Indépendant				0,30 0,02
Père Libéral ou cadre sup				0,66 0,01
Père Prof intermédiaire				0,91 0,00
Père Employé				1,78 0,00
Père Ouvrier				
Père sans prof ou non renseigné				0,60 0,00
				0,40 0,00
				0,34 0,01

.../...

Age	1,22	0,00	référence	0,81	0,00	référence	0,83	0,00	
25<=age<30									
30<=age<35									
35<=age<40	1,04	0,00	référence	0,99	0,00	référence	0,97	0,00	
40<=age<45	0,82	0,00		0,96	0,00		0,91	0,00	
45<=age<50	0,88	0,00		1,07	0,00		0,78	0,00	
50<=age<55	0,86	0,00		0,97	0,00		0,83	0,00	
population cible de l'APE	0,66	0,00		0,88	0,00		0,94	0,01	n.s. 0,02
présence d'enfant de moins de 3 ans	1,98	0,01		0,60	0,01		0,22	0,03	n.s. 0,02
nombre d'enfant de moins de 3 ans	0,04	0,01		-0,20	0,01		0,09	0,03	1,29 0,02
enfant 3 ans et Aucun diplôme ou CEP	1,13	0,00		0,89	0,01		0,65	0,01	0,34 ,
enfant 3 ans et BEPC seul	1,26	0,01		1,03	0,01		0,57	0,02	-0,10 ,
enfant 3 ans et Baccalauréat...	0,87	0,01		1,07	0,01		2,04	0,02	n.s. ,
enfant 3 ans et Baccalauréat + 2 ans	0,67	0,01		1,58	0,01		1,20	0,02	n.s. ,
enfant 3 ans et Diplôme supérieur	0,58	0,01		2,48	0,01		0,71	0,02	n.s. ,
présence d'enfant de 3 à 6 ans	1,93	0,01		0,70	0,01		2,53	0,04	n.s. 0,06
nombre d'enfant de 3 à 6 ans	-0,19	0,008		0,09	0,011		-0,65	0,034	n.s. 0,062
présence d'enfant de 6 à 18 ans	1,53	0,00		1,18	0,00		1,03	0,01	0,46 0,03
nombre d'enfant de 6 à 18 ans	0,11	0,002		0,06	0,002		-0,02	0,004	0,20 0,021
nombre d'enfant de plus de 18 ans	0,13	0,002		0,12	0,002		0,04	0,003	0,55 ,
France			référence			référence			référence
afrique	0,46	0,00		0,46	0,00		0,52	0,00	0,77 0,01
asie	0,61	0,01		0,53	0,01		0,29	0,01	0,49 0,03
Europe centrale, Amérique du nord	1,17	0,00		1,22	0,00		1,21	0,01	0,92 0,01
Europe orientale	0,61	0,01		0,39	0,01		1,16	0,02	0,85 0,01
Pays autre	0,71	0,01		0,46	0,01		0,84	0,01	0,56 0,02
flux d'offre/chomeurs s123 en 2000	0,70	0,00		0,91	0,00		0,55	0,01	-0,33 0,01
Allocations logement du ménage	-0,51	0,00		-0,53	0,00		-0,53	0,00	n.s. ,
Allocations de parent isolé du ménage	-0,89	0,01		-0,84	0,02		-0,63	0,01	-1,69 0,01
Allocations pour jeune enfant du ménage	-0,05	0,00		0,14	0,00		0,46	0,01	0,12 0,01
Complément familial du ménage	0,33	0,00		0,12	0,00		0,13	0,01	0,04 0,01
RMI du ménage	-0,96	0,00		0,08	0,01		-0,87	0,00	-0,76 0,01
Allocation de rentrée scolaire du ménage	-0,07	0,00		-0,50	0,00		0,15	0,00	-0,03 0,00
Allocation d'adulte handicapé du ménage	-0,35	0,00		-0,41	0,01		-0,39	0,01	-0,08 0,01
Alloc d'éducation spéciale du ménage	-0,14	0,01		0,36	0,01		-0,07	0,02	0,24 0,02
Allocation de soutien familial du ménage	0,02	0,01		-0,12	0,01		0,26	0,00	0,02 0,01
Complément d'AAH du ménage	-0,11	0,01		-0,18	0,01		-0,30	0,02	-1,12 0,02
Taxe d'habitation du ménage	0,71	0,00		0,49	0,00		0,87	0,00	-0,07 0,00
pens aliment reçues avant imputations	-0,67	0,01		0,05	0,00		-0,11	0,00	0,25 0,01

Tableau 11 : Équation de coût salarial avec inverse de ratio de Mills tenant compte des indicatrices de fiscalité

Variable endogène : coût du travail en log (estimation par la méthode de Heckman)	Hommes		Femmes en couple		Femmes seules		moins de 25 ans	
	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type
* Intercept	4,80	0,11	4,26	0,06	4,23	0,08	4,11	0,18
mills	-0,47	0,02	-0,24	0,03			0,07	0,02
homme							0,12	0,02
couple	0,00	n.s.					0,00	n.s.
flux d'offre/chomeurs s123 en 2000	-0,1690	0,0224	0,0797	0,0399	0,0532	0,0440	0,1807	0,0638
expérience professionnelle	0,0284	0,0016	0,0234	0,0028	0,0237	0,0029	0,0461	0,0141
au carré	-0,0004	0,0000	-0,0004	0,0001	-0,0003	0,0001	-0,0050	0,0015
idem à temps partiel	-0,0257	0,0047	-0,0133	0,0028	-0,0202	0,0040	-0,0699	0,0261
idem à temps partiel	0,0004	0,0001	0,0002	0,0001	0,0003	0,0001	0,0065	0,0034
ancienneté : moins d'un an	-0,09	0,01	-0,14	0,02	-0,08	0,02	-0,15	0,06
ancienneté : 1 an à moins de 5 ans	-0,05	0,01	-0,11	0,02	-0,07	0,02	-0,11	0,06
ancienneté : 5 ans à moins de 10 ans	réf		réf		réf		réf	
ancienneté : 10 ans et plus	0,07	0,01	0,12	0,02	0,12	0,02	0,00	n.s.
CEP, DFEO	-0,28	0,02	-0,37	0,03	-0,35	0,04	-0,38	0,34
BEP	-0,15	0,02	-0,26	0,03	-0,17	0,03	-0,12	0,04
CEP	-0,23	0,07	-0,43	0,12	-0,21	0,20	-0,02	0,20
CAP, BEP, EFAA	-0,27	0,02	-0,31	0,03	-0,24	0,04	-0,18	0,04
CAP hors apprentissage	-0,21	0,02	-0,24	0,03	-0,22	0,03	-0,09	0,05
BEC hors apprentissage	-0,16	0,02	-0,19	0,03	-0,13	0,03	-0,11	0,04
Paramédical, Social sans BAC	-0,23	0,03	-0,27	0,05	-0,14	0,05	-0,18	0,08
Brevet ou BAC technicien, Bac technologique : F G H, SMS STL STT STI	-0,04	0,02	-0,06	0,03	-0,06	0,04	-0,15	0,05
BAC professionnel	-0,06	0,03	-0,04	0,04	-0,06	0,04	-0,02	0,04
Diplôme	réf		réf		réf		réf	
Baccalauréat, CFES, BE, BEPS, BS, Brevet d'enseignement agricole, commercial, hôtelier, industriel, social, tech agri	0,02	0,03	-0,10	0,05	-0,09	0,05	-0,09	0,07
autre diplôme techno : BP, moniteur-éducateur, brevet de maîtrise, AFPA 2nd degré	-0,32	0,13	0,20	0,19	0,32	0,17	0,00	n.s.
Capacité en droit, ESEU, DAEU	0,05	0,04	0,19	0,05	0,18	0,05	0,12	0,08
1er cycle universitaire, propédeutique, DUEL, DUES, DEUG, PCEM	0,14	0,02	0,16	0,03	0,14	0,03	0,11	0,04
DUT, BTS, DEUST..	0,18	0,04	0,27	0,06	0,23	0,05	-0,01	0,12
Technicien supérieur, hors santé							0,12	
Santé : sage-femme, infirmière, kiné, laborantin, manip radio, assistante sociale,	0,13	0,05	0,20	0,04	0,19	0,04	0,42	

éducateur..									
Certificat d'aptitude pédagogique, de fin d'études normales, maître d'éducation physique	0,10	0,11	0,23	0,09	0,17	0,13	1,56	0,30	
2ème cycle universitaire	0,26	0,03	0,36	0,03	0,32	0,03	0,29	0,07	
3ème cycle universitaire, y compris médecine	0,54	0,03	0,58	0,04	0,51	0,04	0,53	0,13	
Grande école, ingénieur, commerce DECS, DESCF, expert-comptable, notaire, avocat, architecte, art, journalisme, vétérinaire	0,55	0,02	0,59	0,04	0,50	0,04	0,57	0,10	
Grandes écoles +	0,72	0,04	0,62	0,11	0,72	0,14	0,49	0,25	
Inconnu ou Aucun diplôme	-0,32	0,02	-0,35	0,03	-0,29	0,03	-0,13	0,04	
taux de temps partiel	-0,66	0,09	-0,34	0,06	-0,44	0,08	-0,29	0,10	
échantillon de salariés du smna	0,35	0,14	0,41	0,09	0,50	0,12	0,27	0,22	
France	ref								
afrique	-0,03	0,02	0,05	0,03	0,10	0,03	-0,01	0,08	
asie	-0,07	0,05	0,05	0,08	0,04	0,08	-0,03	0,16	
Europe centrale, Amérique du nord	0,09	0,02	-0,03	0,03	0,03	0,04	0,15	0,10	
Europe orientale	-0,02	0,03	0,04	0,06	-0,24	0,10	-0,31	0,11	
Pays autre	-0,06	0,03	-0,01	0,07	0,00	0,07	0,08	0,16	
pays									

6.3 SENSIBILITÉ AUX BIAIS D'ÉCHANTILLONNAGE

On a fait maintenant l'hypothèse que les personnes sans emplois sont seulement susceptibles de travailler dans le secteur marchand non agricole, lorsque l'on a analysé l'effet d'une baisse du SMIC. Cette hypothèse est naturelle sur le plan économique, mais elle a parfois été retranscrite dans des études antérieures sur la construction de l'échantillon lui-même, comme dans Laroque & Salanié (1999) où le secteur public est d'emblée exclu. Cette façon de faire est susceptible d'entraîner un biais dans l'estimation d'emploi, puisque la probabilité d'être en emploi est sous estimé.

La façon de ne pas introduire ce biais a été dans la présente étude de bâtir un échantillon représentatif de l'ensemble de la population, d'estimer une seule équation d'emploi et une équation de coût salarial distinguant pour chaque variable explicative un effet sur le salaire du secteur du privé SMNA et un effet pour les autres secteurs), sauf pour un biais d'autosélection en emploi (l'inverse du ratio de Mills) commun aux deux secteurs.

Compte tenu de ces contraintes, les résultats de simulations ci-dessous n'indiquent pas de biais notable dans la procédure lorsque l'on se limite au secteur privé. Malheureusement, cette conclusion tient plus à l'imprécision des résultats quel que soit l'échantillon qu'à la robustesse vis-à-vis de l'échantillonnage.

Tableau 12 : Non-emplois dans le secteur privé et salaire minimum

		hommes	femmes_en couple	femmes seules	moins_de 25 ans	Ensemble	
							milliers
	<i>Effectifs en non emploi</i>	1 027 024	2 268 084	488 851	362 879	4 146 838	4 147
Conjoncture constatée	Probabilité d'être en emploi	80%	56%	65%	39%	62%	2 565
	salaire estimé sous le smic	0%	3%	8%	13%	4%	165
	salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail	0%	1%	3%	9%	2%	72
	salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail (seuil moyen)	0%	1%	0%	8%	1%	44
Conjoncture améliorée	Probabilité d'être en emploi sous une meilleure conjoncture	88%	68%	76%	38%	71%	2 955
	salaire estimé sous le smic	0%	0%	2%	6%	1%	45
	salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail	0%	0%	1%	4%	1%	27
	salaire estimé sous le smic et désire/trouve un travail (seuil moyen)	0%	0%	0%	3%	0%	18

Tableau 13 : Équation d'emploi restreinte au secteur marchand non agricole

type	Variable endogène : emploi/non emploi/études (estimation probit)	Plus de 25 ans			moins de 25 ans
		hommes	femmes en couple	femmes seules	
		paramètre	écart-type	paramètre	écart-type
	seuil déterminant le choix d'étude				
	seuil déterminant le choix d'emploi	0,54	0,00	0,45	0,00
1	homme			0,67	0,00
1	couple	2,04	0,002		
	conjoint : salaire mensuel total (KF)	0,02	0,000	-0,01	0,000
	au carré	-0,0005	0,0000	-0,0003	0,0000
	conjoint : montant de l'indemnité chômage (KF)	-0,20	0,003	0,04	0,001
	au carré	0,0483	0,0007	-0,0011	0,0000
1	conjoint : en emploi	1,43	0,002	2,13	0,002
1	conjoint : perçoit ou en attente d'allocation chômage	0,70	0,0037	0,84	0,0046
1	Aucun diplôme ou CEP	0,56	0,00	0,48	0,00
1	BEPC seul	0,76	0,00	0,82	0,00
1	CAP, BEP ...	référence	référence	référence	référence
1	Baccalauréat, brevet professionnel ...	1,22	0,00	1,45	0,00
1	Baccalauréat + 2 ans	1,76	0,00	2,45	0,00
1	Diplôme supérieur	2,06	0,00	2,26	0,00
1	age18				4,15
1	age19				2,00
1	age20				référence
1	age21				0,71
1	age22				0,48
1	age23				0,45
1	age24				0,36
1	Taux de vacances (effet <20ans)				-0,10
1	Père Agriculteurs exploitants				0,82
1	Père Indépendant				0,76
1	Père Libéral ou cadre sup				2,67
1	Père Prof intermédiaire				
1	Père Employé				0,63

.../....

	Père Ouvrier							0,40	0,00
	Père sans prof ou non renseigné							0,25	0,00
	25<=age<30	0,95	0,00	0,71	0,00	0,65	0,00		
	30<=age<35	<i>référence</i>		<i>référence</i>		<i>référence</i>			
	35<=age<40	1,13	0,00	1,28	0,00	1,18	0,00		
	40<=age<45	1,11	0,00	1,30	0,00	1,30	0,00		
	45<=age<50	0,89	0,00	1,02	0,00	n.s.			
	50<=age<55	0,76	0,00	0,59	0,00	0,86	0,00		
	population cible de l'APE	n.s.		0,48	0,00	0,68	0,01	n.s.	0,01
	présence d'enfant de moins de 3 ans	1,17	0,01	1,43	0,01	0,74	0,03	n.s.	0,02
	nombre d'enfant de moins de 3 ans	-0,08	0,00	-0,63	0,00	-0,43	0,03	0,67	0,02
	enfant 3 ans et Aucun diplôme ou CEP	0,88	0,00	0,69	0,00	0,40	0,01	0,40	
	enfant 3 ans et BEPC seul	1,54	0,01	0,85	0,01	0,47	0,02	-0,36	
	enfant 3 ans et Baccalauréat...	1,16	0,01	1,07	0,00	1,77	0,02	n.s.	
	enfant 3 ans et Baccalauréat + 2 ans	0,80	0,01	1,26	0,00	1,10	0,02	n.s.	
	enfant 3 ans et Diplôme supérieur	0,82	0,01	2,01	0,00	n.s.		n.s.	
	présence d'enfant de 3 à 6 ans	1,88	0,01	0,90	0,01	0,60	0,03	n.s.	
	nombre d'enfant de 3 à 6 ans	-0,21	0,009	-0,29	0,007	-0,19	0,025	n.s.	0,009
	présence d'enfant de 6 à 18 ans	1,51	0,00	1,10	0,00	1,34	0,00	n.s.	0,03
	nombre d'enfant de 6 à 18 ans	-0,06	0,001	-0,26	0,001	-0,23	0,003	-0,53	0,030
	nombre d'enfant de plus de 18 ans	0,16	0,001	-0,11	0,001	-0,03	0,003	3,72	
	<i>France</i>	<i>référence</i>		<i>référence</i>		<i>référence</i>		<i>référence</i>	
	afrrique	0,35	0,00	0,50	0,00	0,62	0,00	0,64	0,00
	asie	0,59	0,01	0,68	0,01	0,44	0,02	1,39	0,01
	Europe centrale, Amérique du nord	0,77	0,00	1,17	0,00	1,04	0,01	1,73	0,01
	Europe orientale	0,29	0,00	0,26	0,00	0,40	0,01	2,35	0,01
	Pays autre	0,33	0,01	0,18	0,01	0,60	0,01	n.s.	
	Flux d'offre/chomeurs s123 en 1999	1,30	0,01	1,25	0,00	1,24	0,01	-0,10	0,01

Tableau 14 : Équation de salaire avec emploi restreint au secteur marchand non agricole

Variable endogène : coût du travail en log (estimation par la méthode de Heckman)	Hommes		Femmes en couple		Femmes seules		moins de 25 ans	
	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type
* Intercept	4,31	0,07	4,15	0,05	4,00	0,06	3,96	0,05
mills	-0,06	0,04	0,08	0,02	-0,07	0,05	0,03	0,02
homme							0,11	0,02
couple	0,05	0,01					n.s.	n.s.
Flux d'offre/chômeurs s123 en 1999	n.s.	n.s.	0,3726	0,0488	0,2166	0,0564	0,1263	0,0489
expérience professionnelle	0,0327	0,0016	0,0255	0,0026	0,0224	0,0022	0,0358	0,0132
au carré	-0,0005	0,0000	-0,0004	0,0001	-0,0003	0,0001	-0,0029	0,0012
expérience (temps partiel)	-0,0270	0,0035	-0,0127	0,0019	-0,0154	0,0030	-0,0979	0,0160
expérience carrée (temps partiel)	0,0005	0,0001	0,0002	0,0001	0,0003	0,0001	0,0085	0,0020
ancienneté : moins d'un an	-0,12	0,01	-0,14	0,02	-0,16	0,02	-0,07	0,02
ancienneté : 1 an à moins de 5 ans	-0,06	0,01	-0,06	0,02	-0,10	0,02	n.s.	n.s.
ancienneté : 5 ans à moins de 10 ans	réf		réf		réf		réf	
ancienneté : 10 ans et plus	0,08	0,01	0,13	0,02	0,12	0,01	n.s.	n.s.
CEP, DFEO	-0,34	0,02	-0,43	0,02	-0,37	0,03	-0,40	0,16
BEPC	-0,19	0,02	-0,23	0,02	-0,15	0,02	-0,16	0,03
CEP	-0,30	0,07	-0,44	0,09	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
CAP, BEP, EFAA	-0,32	0,01	-0,32	0,02	-0,20	0,03	-0,17	0,03
CAP hors apprentissage	-0,25	0,01	-0,25	0,02	-0,24	0,02	-0,17	0,03
BEC hors apprentissage	-0,18	0,02	-0,22	0,02	-0,14	0,02	-0,12	0,03
Paramédical, Social sans BAC	-0,24	0,03	-0,26	0,05	-0,12	0,03	n.s.	n.s.
Brevet ou BAC technicien, Bac technologique : F G H, SMS STL STT STI	-0,07	0,02	-0,05	0,02	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
BAC professionnel	-0,09	0,03	-0,08	0,04	-0,11	0,04	n.s.	n.s.
Diplôme	réf		réf		réf		réf	
Baccalauréat, CFES, BE, BEPS, BS, Brevet d'enseignement agricole, commercial, hôtelier, industriel, social, tech agri	n.s.	n.s.	-0,09	0,04	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
autre diplôme techno : BP, moniteur-éducateur, brevet de maîtrise, AFPA 2nd degré	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Capacité en droit, ESEU, DAEU	0,11	0,03	0,17	0,04	0,16	0,04	0,15	0,05
1er cycle universitaire, propédeutique, DUEL, DUES, DEUG, PCEM	0,15	0,02	0,17	0,02	0,13	0,02	0,09	0,03
DUT, BTS, DEUST..	0,23	0,03	0,21	0,04	0,15	0,05	n.s.	n.s.
Technicien supérieur, hors santé							0,08	
Santé : sage-femme, infirmière, kiné, laborantin, manip radio, assistante sociale,	0,15	0,03	0,22	0,02	0,21	0,02	0,49	

éducateur..												
Certificat d'aptitude pédagogique, de fin d'études normales, maître d'éducation physique	0,20	0,04	0,30	0,04	0,31	0,04	n.s.	n.s.	n.s.			
2ème cycle universitaire	0,28	0,02	0,37	0,03	0,32	0,03	0,34	0,04	0,04			
3ème cycle universitaire, y compris médecine	0,51	0,02	0,62	0,03	0,53	0,03	0,81	0,09	0,09			
Grande école, ingénieur, commerce DECS, DESCF, expert-comptable, notaire, avocat, architecte, art, journalisme, vétérinaire	0,56	0,02	0,58	0,04	0,55	0,04	0,69	0,08	0,08			
Grandes écoles +	0,73	0,04	0,68	0,08	0,47	0,14	n.s.	n.s.	n.s.			
Inconnu ou Aucun diplôme	-0,39	0,01	-0,40	0,02	-0,35	0,03	-0,21	0,03	0,03			
taux de temps partiel	-0,46	0,07	-0,18	0,04	-0,17	0,06	-0,47	0,09	0,09			
échantillon de salariés du smna	0,44	0,03	0,14	0,06	0,39	0,06	0,59	0,08	0,08			
France	ref											
afrique	-0,09	0,02	-0,05	0,02	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.			
asie	-0,10	0,04	-0,14	0,06	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.			
Europe centrale, Amérique du nord	0,07	0,02	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.			
Europe orientale	-0,14	0,03	-0,17	0,05	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.			
Pays autre	-0,13	0,03	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	0,64	0,28	0,28			

6.4 LA PRÉCISION DES RÉSULTATS DE SIMULATIONS

On l'a vu au moment de la description des résultats d'estimation de l'équation de salaire, la précision n'est très grande. Cela se répercute naturellement sur l'imprécision des simulations effectuées.

Le tableau 15 ci-dessous dénombre, pour les bornes inférieures et supérieures des prédictions de salaires, les situations où les individus ont un salaire potentiel sous le minimum.

Il en ressort que l'intervalle de confiance obtenu inclut toujours 0 et à l'autre extrême en ce qui concerne le seul salaire 90% des sans-emploi³⁶.

La situation est apparemment moins fragile quand on tient compte des comportements d'emploi, mais cela est probablement un artefact puisque cette prédiction garde un caractère arbitraire.

Tableau 15 : Fourchette de simulations en fonction de l'intervalle de confiance à 95% des estimations

		Hommes	Femmes en couple	Femmes seules	Moins de 25 ans	Ensemble	
	<i>Effectifs en non emploi (milliers)</i>	1 027	2 268	489	363	4 147	
borne inférieure	salaire estimé sous le smic	83%	90%	91%	98%	89%	3 688
	salaire estimé sous le smic et désire travailler	83%	67%	79%	31%	69%	2 872
	salaire estimé sous le smic et désire travailler (seuil moyen)	52%	51%	50%	31%	49%	2 037
borne supérieure	salaire estimé sous le smic	0%	0%	0%	0%	0%	0
	salaire estimé sous le smic et désire travailler	0%	0%	0%	0%	0%	0
	salaire estimé sous le smic et désire travailler (seuil moyen)	0%	0%	0%	0%	0%	0

Que veut dire le résidu dans cette équation ?

Les interprétations peuvent se répartir en deux catégories :

- le résidu est un avatar du fonctionnement de l'économie, c'est un élément purement fortuit lié aux imprévisibles de la relation de coût salarial : des chocs de productivité ou de demande qui se traduit par des primes plus ou moins grandes, ou bien des salaires plus ou moins élevés ;
- le résidu reflète non pas un événement extérieur à la modélisation mais l'imperfection de la modélisation elle-même. On peut citer les différences de politiques de rémunération de la firme, qui

³⁶ Cette façon de mesurer l'imprécision des estimations a été mise en cause, car elle serait trop pessimiste. Ainsi, Laroque G & Salanié B (2001), en invoquant la loi des grands nombres, recommandent pour la seule équation d'emploi de ne retenir que l'imprécision due aux paramètres, en ignorant celle due à notre méconnaissance des déterminants du comportement, telle que retracée par les résidus.

peuvent résulter d'horizon d'embauche différent, ou bien des différences de technologies entre entreprises ou secteurs d'activité qui font par exemple que le même diplôme ou l'ancienneté sera affecté d'une rémunération différente selon le couple salarié-entreprise.

Est-ce que cette différence d'interprétation est importante ?

Dans les deux cas, on a toujours un résidu que l'économiste ne peut expliquer, faute d'observation pertinente sur les variables qui causent l'aléa. Mais dans le premier cas, le résidu n'est pas « persistant », il n'a pas de raison de se reproduire à l'identique au cours du temps, ou pour ce qui nous importe ici, à travers la gamme de salarié de l'échantillon. Au contraire, dans la deuxième interprétation, le résidu est en grande partie affecté à l'individu, il ne disparaît pas au cours du temps, tout du moins tant que l'individu ne change pas d'entreprise ou de caractéristiques personnelles.

Quelles répercussions sur la simulation ?

Pour répondre à cette question, il est utile de faire un détour en envisageant une situation plus simple : des prévisions qui seraient faites uniquement sur les individus en emploi, et à partir d'un ensemble de données de type panel, où pour chaque individu seraient observées plusieurs fois son salaire au cours du temps.

Dans ce cas, la partie non modélisée du coût salarial qui est intrinsèque à l'individu serait aussi estimée par l'économétrie des données de panel, à partir de la moyenne des résidus pour un même individu au cours du temps. Pour prévoir son salaire à partir de l'équation estimée, on ajouterait à la partie définie par l'équation la partie du résidu qui se répète systématiquement pour l'individu en question.

En revanche, si l'on veut maintenant prévoir le salaire d'une personne sans emploi, il n'est plus possible de lui affecter de résidu spécifique. Lui imposer un résidu négatif reviendrait à dire que les sans emploi son moins « productifs » que les autres ; lui affecter un résidu nul signifierait que l'on sait que l'individu est exactement comme une partie minoritaire des personnes avec emploi, nommément les salariés dont le résidu est proche de zéro, et qui sont peu nombreux étant donné la faible valeur explicative de l'équation de salaire. Ainsi, pour ces individus, il serait présomptueux de ne pas reconnaître l'imprécision avec laquelle on peut évaluer leur salaire.

Sur le type de données utilisées ici, si le résidu correspondait à la première interprétation en termes d'aléa purement fortuit, dû aux erreurs de la nature, lorsque l'on prend un nombre suffisant d'individu, la variance des résultats est susceptible de s'annuler, de par la loi des grands nombres.

Dans la seconde interprétation, un résidu provenant non de la nature mais de notre ignorance, prendre un grand nombre d'individu ne diminue pas l'hétérogénéité qui les concerne, la variance des résultats n'est pas affectée par la loi des grands nombres.

Au niveau de l'appréciation de la précision des résultats, la première interprétation implique de ne considérer comme variance que celle provenant des imprécisions d'estimation des paramètres, alors que la deuxième interprétation intègre de façon plus générale toute la variance inexpliquée, celle des paramètres et celle du résidu.

L'intervalle de confiance des simulations étant d'une grande ampleur, à la suite de l'imprécision de l'équation de salaire en particulier, il convient de se garder d'utiliser une telle méthodologie dans un but de préconisation de politique économique.

Le flou extrême des résultats et la sensibilité aux différentes méthodes susceptibles d'être mise en œuvre devrait inciter l'économiste à ne pas conclure de façon nette sur les effets attendus du SMIC à partir de cette méthodologie.

7 CONCLUSION

L'annulation du smic engendrerait un développement de l'emploi, mais dont l'ampleur est prévue avec une grande incertitude ; en fait il n'est même pas certain que cela se produise puisque l'intervalle de confiance de la prévision du développement de l'emploi est très étendu, du simple fait de l'imprécision habituelle de l'équation de salaire.

Il est dès lors difficile à partir de ce type d'estimation de savoir si les chiffres avancés quant aux effets de la suppression du salaire minimum reflètent l'impossibilité pour les chômeurs d'atteindre une productivité suffisante pour toucher le smic ; ou bien, pour paraphraser l'aphorisme de R. Solow à propos du résidu de la croissance, si les simulations ne sont qu'une façon savante de mesurer l'étendue de notre ignorance et reflètent moins l'impossibilité des sans emplois d'atteindre le smic que celle des économistes d'atteindre une prédiction suffisamment précise des salaires individuels.

Si l'économétrie est de peu de secours pour étudier cette question, le panorama des méthodes empiriques présenté milite pour l'utilisation de « quasi-expériences », qui consistent à tirer parti des épisodes différenciés d'augmentation de salaires, pour contraster les effets produits sur l'emploi à bas salaire. Cette méthode conclut à un effet emploi très faible ou voire inexistant quand le salaire minimum est lui-même modéré, avec un effet négatif sur l'emploi qui se manifeste quand le salaire minimum est initialement élevé.

ANNEXE : L'ÉCHANTILLON

LES OBSERVATIONS

1) Les données de base sont issues de l'enquête emploi de l'année 1999 qui comprend environ 150 000 individus interrogés.

2) Les jeunes ou les plus âgés sont exclus (70 000 cas)

3) Un certain nombre d'individus sont exclus de l'étude car leur salaire ne correspond à celui du marché ou n'est pas connu de façon fiable. Ainsi ne sont pas retenus les indépendants ou employeurs ou les salariés des entreprises publiques, les stagiaires, les apprentis, les appelés, les contrats CES ou CEC, les emplois jeunes, les stagiaires, les stages d'entrée dans la profession (pour les avocats, comptables...), les étudiants, les retraités (soit environ 30 000 cas).

Par ailleurs, sont exclus pour des raisons de fiabilité les individus dont le salaire est non renseigné lorsqu'ils ont un emploi (5 000 cas), les horaires de travail supérieur à 50h/semaine (2 000 cas) et les salaires horaires inférieurs à 31FRF –pour tenir compte des arrondis mensuels, sachant que le smic net était alors de 31,77 FRF -.

Restent alors 49 000 observations.

4) Les individus qui font partie d'un ménage dont un membre est indépendant ou employeur ou âgé de 55 ans ou plus sont exclus, faute d'information raisonnablement fiable sur les revenus du travail ou de l'absence de connaissance des pensions de retraite (8 000 cas).

5) À partir de ce fichier d'individus, une seule personne par ménage a été tirée de façon aléatoire. Ceci afin de respecter l'hypothèse statistique d'indépendance des observations sur lesquelles les procédures d'estimation vont s'appliquer.

Restent alors environ 38 000 observations.

6) Lors de l'appariement de ces individus avec leur conjoint (lorsqu'il est déclaré exister), il s'avère que certaines personnes ne connaissent pas beaucoup leur moitié, ce qui a conduit à les éliminer du champ faute d'information sur le conjoint (200 cas).

LES VARIABLES

a) le smic

Le salaire minimum interprofessionnel de croissance (SMIC) est le salaire minimum légal en France. Il se réfère à l'heure de travail. Il a été institué par une loi du 2 janvier 1970 et a pris la succession du SMIG (salaire minimum interprofessionnel garanti), créé en 1950. Le SMIC est réévalué à chaque fois que l'indice des prix à la consommation augmente d'au moins 2 % par rapport à la dernière date de fixation (depuis 1992, indice des prix hors tabac). A cette première indexation (qui était celle du SMIG), s'en ajoute une seconde prenant en compte le taux de salaire horaire ouvrier (TSH) : le SMIC est réévalué chaque mois de juillet de telle sorte que sa hausse en francs constants soit au moins égal à la moitié de la hausse du TSH en francs constants. A cette augmentation minimum les pouvoirs publics ajoutent souvent des "coups de pouce". Dans les statistiques, le SMIC ainsi que le SMIG mensuel est calculé sur la base de 173,3 heures jusqu'en 1984, de 170 heures en 1985 puis de 169 heures à partir de 1986. Au 1er juillet 2000, un second Smic est calculé en raison de la loi sur le passage à 35 heures hebdomadaires.

Source : INSEE, TEF

b) L'horaire de travail

Il s'agit le plus souvent de la déclaration d'heures *habituellement* travaillées, sauf dans les cas non renseignés où un temps plein déclaré a été considéré comme étant de 39 h (les données portent sur 1999), et quelques cas où l'horaire effectif est le seul connu et a été pris comme horaire habituel (300 cas).

c) Le taux de vacances d'emplois

Les déséquilibres locaux du marché de l'emploi sont mesurés par le rapport entre le flux d'offre d'emplois non satisfaite sur trois mois et l'encours de chômeurs, par catégorie socioéconomique et région³⁷, pour les catégories 1,2 et 3 (les catégories 6,7 et 8 ne sont pas retenues car elles engendreraient trop de fluctuations erratiques dans la mesure des phénomènes).

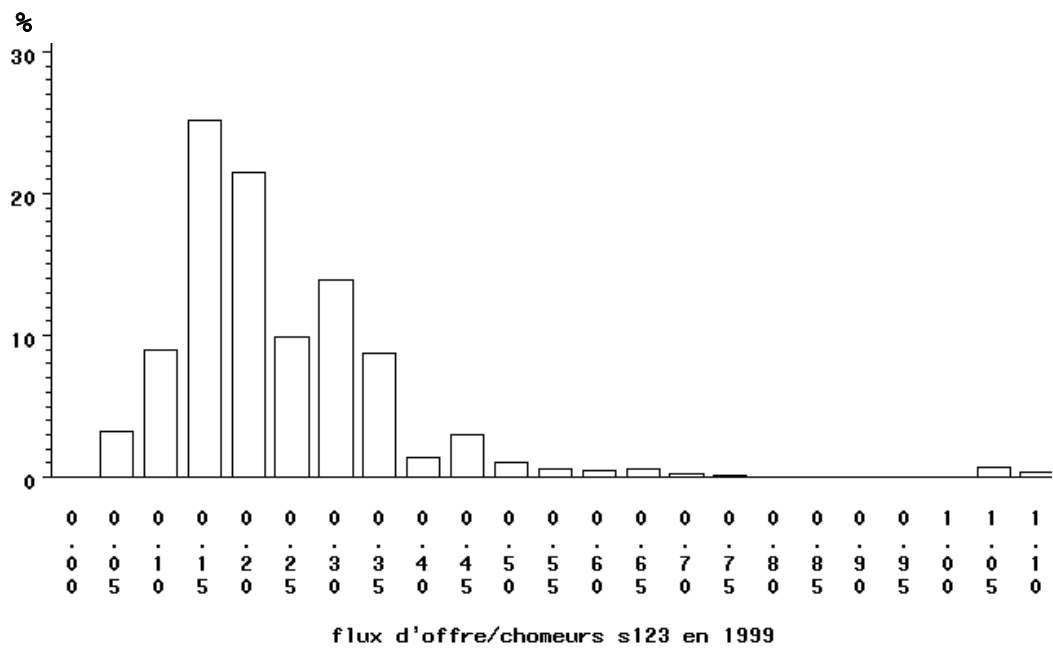
Cette façon de mesurer les emplois disponibles (numérateur du ratio) est préférable à la mesure du stock d'offre d'emploi selon l'ANPE, car la gestion de l'encours est peu efficace. Nombre d'entreprises omettent de mentionner le fait qu'un emploi a été pourvu, si bien que le flux d'offre sur trois mois reflète de façon plus fiable le stock réel (par opposition à celui qui est mesuré) d'emploi à pourvoir.

On remarque sur le tableau 3 que la moitié des mesures du taux de vacances se concentrent dans la zone centrale allant de 12% à 28%, donc bien inférieure au niveau unitaire qui permettrait

théoriquement de fournir un emploi éventuel à chacun, et même inférieur à 0,4 qui est un niveau concrètement plus adapté au raisonnement en tenant compte d'une part de marché de 40% de l'ANPE dans la collecte des offres.

Tableau 16 : Taux de vacances d'emploi en 1999

Moyenne : 0.23	100% Max	1.73
	90%	0.41
	75% Q3	0.28
	50% Median	0.19
	25% Q1	0.12
	10%	0.07
	0% Min	0.01



³⁷ Lorsque la qualification est inconnue pour un individu (première entrée sur le marché du travail), le taux régional est pris en compte

Annexe 2 : Les résultats des variantes d'estimation

Méthode du maximum de vraisemblance avec hétéroscédasticité

Méthode du maximum de vraisemblance avec hétérogénéité Variable endogène : coût du travail (en log)		Hommes		Femmes en couple		Femmes seules		moins de 25 ans	
		paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type
	Constante	78,6500	0,0000	-248,8400	0,0000	-8,1500	0,0000	0,0122	0,0000
	corrélation	0,7162	0,0007	0,0968	0,0021	0,6646	0,0024	0,0049	0,0000
	seuil "étude" pour les jeunes	-	-	-	-	-	-	3,5064	0,0000
	couple	0,1694	0,0004	-	-	-	-	0,0009	0,0000
	homme	0,0000	0,0000	-	-	-	-	0,0010	0,0000
	Flux d'offre/chômeurs s123 en 1999	0,1921	0,0014	0,3616	0,0020	0,4161	0,0033	0,0047	0,0000
	expérience professionnelle	0,0345	0,0001	0,0272	0,0001	0,0276	0,0002	0,0007	0,0000
	au carré	-0,0006	0,0000	-0,0005	0,0000	-0,0004	0,0000	0,0001	0,0000
	expérience (temps partiel)	-	-	-0,0125	0,0001	-0,0159	0,0002	0,0009	0,0000
	expérience carrée (temps partiel)	-	-	0,0002	0,0000	0,0002	0,0000	0,0001	0,0000
	ancienneté : moins d'un an	-0,1266	0,0005	-0,1485	0,0008	-0,1452	0,0012	0,0024	0,0000
	ancienneté : 1 an à moins de 5 ans	-0,0560	0,0004	-0,0727	0,0006	-0,0857	0,0011	0,0023	0,0000
	ancienneté : 5 ans à moins de 10 ans								
	ancienneté : 10 ans et plus	0,1022	0,0004	0,1337	0,0006	0,1198	0,0011	0,0000	0,0000
	CEP, DFEO	-0,4189	0,0009	-0,4304	0,0013	-0,5329	0,0020	0,0117	0,0000
	BEP	-0,1846	0,0009	-0,2586	0,0012	-0,2402	0,0018	0,0024	0,0000
	CEP	-0,4439	0,0033	-0,4581	0,0040	-0,2459	0,0078	0,0100	0,0000
	CAP, BEP, EFAA	-0,3235	0,0008	-0,2908	0,0012	-0,2893	0,0021	0,0021	0,0000
	CAP hors apprentissage	-0,2630	0,0008	-0,2758	0,0011	-0,2857	0,0017	0,0024	0,0000
	BEC hors apprentissage	-0,2083	0,0009	-0,2326	0,0011	-0,1942	0,0018	0,0021	0,0000
	Paramédical, Social sans BAC	-0,2758	0,0014	-0,2608	0,0018	-0,2401	0,0032	0,0040	0,0000
	Brevet ou BAC technicien, Bac technologique : F G H,								
	SMS STL STT STI	-0,0779	0,0011	-0,0587	0,0013	-0,0291	0,0022	0,0025	0,0000
	BAC professionnel	-0,0733	0,0013	-0,0710	0,0018	-0,1455	0,0028	0,0021	0,0000
	Baccalauréat, CFES , BE, BEPS , BS , Brevet d'enseignement agricole, commercial, hôtelier, industriel, social, tech agri								
	autre diplôme techno : BP, moniteur-éducateur, brevet de maîtrise, AFPA 2nd degré	-0,0288	0,0016	-0,0858	0,0018	-0,0234	0,0030	0,0035	0,0000
	Capacité en droit, ESEU, DAEU	0,1835	0,0064	0,3192	0,0100	0,2456	0,0069	0,0108	0,0000

1er cycle universitaire, propédeutique, DUEL, DUES, DEUG, PCEM	0,1722	0,0017	0,1028	0,0021	0,1517	0,0031	0,0034	0,0000
DUT, BTS, DEUST..	0,1667	0,0009	0,1599	0,0011	0,1704	0,0019	0,0021	0,0000
Technicien supérieur, hors santé	0,2645	0,0015	0,1834	0,0022	0,2303	0,0035	0,0045	0,0000
Santé : sage-femme, infirmière, kiné, laborantin, manip radio, assistante sociale, éducateur..	0,0910	0,0027	0,1539	0,0016	0,1933	0,0028	0,0048	0,0000
Certificat d'aptitude pédagogique, de fin d'études normales, maître d'éducation physique	0,3941	0,0054	0,4042	0,0035	0,3400	0,0069	0,0258	0,0000
2ème cycle universitaire	0,3191	0,0012	0,3928	0,0013	0,3464	0,0021	0,0039	0,0000
3ème cycle universitaire, y compris médecine	0,5033	0,0014	0,6081	0,0016	0,5676	0,0026	0,0055	0,0000
Grande école, ingénieur, commerce DECS, DESCF, expert-comptable, notaire, avocat, architecte, art, journalisme, vétérinaire	0,6030	0,0010	0,6031	0,0017	0,5852	0,0030	0,0045	0,0000
Grandes écoles +	0,7089	0,0019	0,6432	0,0037	0,2434	0,0097	0,0094	0,0000
Inconnu ou Aucun diplôme	-0,4702	0,0008	-0,4213	0,0011	-0,5174	0,0018	0,0022	0,0000
taux de temps partiel	-		-0,2431	0,0022	-0,2226	0,0044	0,0048	0,0000
échantillon de salariés du smna	0,4840	0,0018	0,2105	0,0034	0,3637	0,0064	0,0102	0,0000
<i>France</i>								
<i>afrique</i>	-0,1916	0,0006	-0,0517	0,0012	-0,0987	0,0017	0,0031	0,0000
<i>asie</i>	-0,1047	0,0021	-0,1277	0,0030	0,1087	0,0069	0,0058	0,0000
Europe centrale, Amérique du Nord	0,0522	0,0007	-0,0702	0,0011	0,0128	0,0021	0,0058	0,0000
Europe orientale	-0,2359	0,0013	-0,1209	0,0025	-0,0591	0,0044	0,0045	0,0000
Pays autre	-0,3184	0,0016	-0,0226	0,0035	0,0091	0,0052	0,0127	0,0000
écart-type en fonction des années d'études	0,0074	0,0000	-0,0013	0,0000	0,0074	0,0001	-	
écart-type (partie constante)	0,2284	0,0005	0,3644	0,0006	0,2208	0,0011	0,0003	0,0000

BIBLIOGRAPHIE

- Adams S & Neumark D (2004) : « The economic effects of living wage laws: A provisional review », NBER, 10562, 31p + A
- Amadiou J-F (2004) : « Enquête 'Testing' sur curriculum vitæ » Adia/ Université Paris I- Observatoire des discriminations, <http://cergors.univ-paris1.fr/docsatelecharger/pr%E9sentation%20du%20testing%20mai%202004.doc>
- d'Autume A (2001) : « Politique d'emploi et imposition optimale », Cahier de la MSE, 2001.82, 32 p
- Akerlof G. & Yellen J. (1996) : *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, Cambridge University Press.
- Becker G. (1985) : "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor", *Journal of Labor Economics*, 3(1), p 33-58
- Bell L. (1997) : "The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia", *Journal of Labor Economics*, 15, p 102-35.
- Brown C (1999) : *Minimum wages, employment, and the distribution of income*, chap 32 in *Handbook of Labor Economics*, vol 3B ed Ashenfelter and Card, Elsevier, p 2101-2163
- Burdett K & Mortensen D T (1998) : « Wage differentials, employer size and unemployment », *International Economic Review*, 39, p 257-273
- Cahuc P & Michel P (1996) : "Minimum wage unemployment and growth", *European Economic Review*, 40, p 1463-1482
- Card D & Krueger A B (1994) : « Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania », *American Economic Review*, 84(4), p 772-793.
- Card D & Krueger A B (2000) : « Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply », *American Economic Review*, Dec , p 1397-1420
- Cette G. & Gubian A. (2002) "Le mauvais calcul de l'INSEE", *Les Échos*, 3 avril.
- Cette G., Cunéo P., Eyssartier D. & Gautié J. [1996] : "Coût du travail et emploi des jeunes", *Revue de l'OFCE* n° 56, Janvier, p 45-72
- Crépon B. & Desplatz R (2001) : « Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, 348, p 3-34

- Crépon B. & Desplatz R. (2002) : « Réductions de charges et emploi : évaluer la critique » *Revue de l'OFCE*, n° 82
- CSERC (1999) : *Le salaire minimum de croissance*, La Documentation Française, 211 p.
- Dickens R., Machin S. & Manning A. (1998) : “Estimating the effect of minimum wages on employment from the distribution of wages: A critical view”, *Labour Economics*, 5, p 109-134.
- Dickens R & Manning A (2004) : « Spikes and spill-overs: The impact of the national minimum wage on the wage distribution in a low wage sector », *The Economic Journal*, march, p C95-101
- Dormont B. & Pauchet M. (1997) : « L'élasticité de l'emploi au coût salarial dépend-elle des structures de qualification ? », *Économie et Statistique*, n°301-302, p 149-168
- Dormont B. (1997) : « L'influence du coût du travail sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n°301-302, p 95-110
- Duguet E & Petit P (2003) : « La discrimination à l'embauche dans le secteur financier français : une étude économétrique sur données d'audits par couples », DT Eurequa
- Économie et Prévision (1998) : « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », n° 134, juin, (auteurs divers)
- Fermanian J.D. & Lagarde S. (1999) : « Les horaires de travail des couples », *Économie et Statistique*, n° 321-322, p 89-110
- Forgeot G. et Gautié J. (1997) : « Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement », *Économie et Statistique*, n°304-305
- Fugazza Marco, Le Minez Sylvie, Pucci Muriel (2002) : « Female Labor Supply Taxes and Benefits in France: Policy Experiments Extending the Model INES », DREES, French Ministry of Social Affairs, Employment and Solidarity
- Gautié J. & Nauze-Fichet E. (2000) : « Déclassement sur le marché du travail et retour au plein emploi » *Lettre du CEE* 64, décembre
- Gautié J. (1998) : *Coût du travail et emploi*, Repère, La Découverte, 123 p
- Gianella C. (1999) : « Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût », DT INSEE-DESE, G 9912bis, 19 p
- Gianella C. (2003) : « Salaires et taux de chômage local », *Économie et Prévision*, 155, p 1-12
- Givord P. & Prost C. (1998) : “Étude de l'effet d'une hausse du salaire minimum sur le distribution des salariés”, note interne INSEE, n°50/G221, 8 p.
- Gouriéroux C. (1989) : *Économétrie des variables qualitatives*, Economica, 430 p

- Hamermesh D. S. [1985] : "La substitution entre les différentes catégories du travail, salaires relatifs et chômage des jeunes", Revue Économique de l'OCDE, n° 5.
- Houriez J.M. & Legris B. (1997) : "L'approche monétaire de la pauvreté : méthodologie et résultats", Économie et Statistique, n°308-309-310, p 35-64
- Husson M. (2000) : « L'épaisseur du trait. À propos d'une décomposition du non-emploi », Revue de l'IRES, 19 p,
- Jean S. (2000) : « Emploi : les enseignements de l'expérience néerlandaise », Économie et Statistique 332-333, 2/3, p 139-144.
- Kennan J. (1995) : « The Elusive Effect of Minimum Wages », Journal of Economic Literature, XXIII, Dec, p 1949-1965
- Kramarz F. & Philippon T. (2001) : "The impact of differential payroll tax subsidies on minimum wage employment", Journal of Public Economics , 82(1), October, pp. 115-146
- Lang K & Kahn S (1998) : "The effect of minimum wage laws on the distribution of employment: theory and evidence", Journal of Public Economics, 69, p 67-82
- Laroque G. & Salanié B. (1999a) : « Breaking Down Married Female Non-Employment in France », DT INSEE CREST 9911, 35 p
- Laroque G. & Salanié B. (1999b) « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail », Économie et statistique.
- Laroque G. & Salanié B. (2000) : « Une décomposition du non-emploi en France », Économie et Statistique 331, janvier, p 47-66
- Laroque G. & Salanié B. (2001) : « Réponse à une fiche de lecture », Revue de l'OFCE, n°76, janvier, p 217
- Laroque G, & Salanié B (2003) : *Institutions et emploi : les femmes et le marché du travail en France* , Economica, 164p.
- Laurent T., L'Horty Y., Maillé P., Ouvrard JF (2000) : « Incitation et transition sur le marché du travail : une analyse des stratégies d'acceptation et de refus d'emploi », Centre d'Étude des Politiques Économiques (EPEE), Université d'Évry, Acte du colloque « Working Poor en France », octobre, 35 p
- Le Blanc D., Lollivier S., Marpsat M., Verger D. (2001), *L'économétrie et l'étude des comportements. Présentation et mise en œuvre des modèles de régression qualitatifs. Les modèles univariés à résidus logistiques ou normaux*, Document n° 0001, Série des documents de travail «Méthodologie Statistique» INSEE.

- Lollivier S (2001) : “Les choix d’activité des femmes en couple : une approche longitudinale”, *Économie et Statistique*, 349-350, p 125-139
- Machin S, Manning A & Rahman L (2003) : « Where the minimum wage bites hard: Introduction of minimum wages to a low wage sector », *Journal of the European Economic Association*, 1 (1) March, p 154-180
- Machin S & Wilson J (2004) : « Minimum wages in a low-wage labour market care homes in the UK », *The Economic Journal*, 114, p C102-109
- Manning A (2003).”The real thin theory: monopsony in modern labour markets”, *Labour Economics*, 10, p 105-131
- Meyer R. H. & Wise D. A. (1983) : "Discontinuous Distributions and Missing Persons: The minimum Wage and Unemployed Youth", *Econometrica*, 51(6), nov, p 1677-1698
- Moreau N. (2000) : « Une application d’un modèle collectif d’offre de travail sur données françaises », *Économie et Prévision*, 146, p 61-71
- Neumark D. & Wascher W. (2000) : « Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment », *American Economic Review*, Dec, p 1362-1396
- Neumark D. & Wascher W. (2003) : « Minimum wages and skill acquisition: Another look at schooling effects », *Economics of Education Review*, 22, p 1-10
- OCDE (1998) : “Tirer le meilleur parti possible du minimum : salaire minimum légal, emploi et pauvreté”, *Perspectives de l’emploi*, p 33-88
- OFCE (2003) : à paraître
- Pereira S C (2003) : “The impact of minimum wages on youth employment in Portugal”, *European Economic Review*, 47, p 229-244
- Piketti T. (1998) : « L’impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Économie et Prévision*, 132-133 1-2, p 1-36
- Pisarides C. (1990) : *Equilibrium Unemployment Theory*, Basil Blackwell
- Rioux L (2001) : « Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum d’insertion ». *Économie et Statistique – n°346 / 347*, p 137-160
- Saint-Martin A (2004) : « Agir sur la fiscalité pour soutenir l’emploi : vers une approche ciblée », rapport 48 du CAE *Productivité et croissance*, Documentation Française, 279 p

- Sterdyniak H. (2002) : « Fiche de lecture : Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charge sociales sur les bas salaires », Observations et Diagnostics Économiques, n°81, p 301-315
- Sterdyniak H. (2001) : « Économétrie de la misère, misère de l'économétrie », Revue de l'OFCE, n°75, octobre, p 299-314
- Stewart M B (2004) : « The employment effects of the national minimum wage », The Economic Journal, 114 March, p C110-116
- Szpiro D. (1998) : « Les interactions entre allocations chômage et transferts sociaux lors d'une reprise partielle d'activité », Bulletin trimestriel de l'Unedic, 3ème trimestre 1998.
- Zavodny M. (2000) : « The effect of minimum wage on employment and hours », Labour Economics, 7, p 729-750