



SALAIRE MINIMUM ET EMPLOI REVISITÉS

Daniel Szpiro *
Université de Lille 1,
Modem et Clersé

Les effets emploi du SMIC ont été abordés sous plusieurs aspects : macroéconomiques ou 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 salaire minimum. La présente étude revient sur cette problématique en l'affinant. D'abord en prenant en compte des éventuels biais de sélection, dus non seulement aux comportements individuels, mais aussi à la disponibilité d'emplois vacants. Ensuite en prenant en compte les interactions des décisions d'offre de travail au sein du ménage. Enfin, par une analyse plus fine du rôle du diplôme dans les prétentions salariales. Les résultats font apparaître un effet négatif du SMIC sur l'emploi de l'ordre de 70 000 personnes (dans une fourchette de 20 000 à 170 000), ce qui est plus limité que ce qui est proposé dans les premières études. Par ailleurs, les effets de la conjoncture sur la probabilité d'avoir un emploi sont non négligeables.

Codes JEL : J38, J23, D31, D33

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

Contact : Daniel.Szpiro@univ-lille1.fr

TABLE DES MATIÈRES

1. LA PROBLÈMATIQUE DU SALAIRE MINIMUM.....	3
1.1 Coût et rentabilité.....	3
1.2 L'ajustement du prix de vente.....	3
1.3 Le rééquilibrage des rapports de force.....	4
1.4 L'adaptaton de la façon de produire.....	4
1.5 La motivation des travailleurs.....	5
1.6 Le bouclage macroéconomique par les revenus.....	6
1.7 Les inégalités de revenu.....	6
2 LES ÉTUDES ANTÉRIEURES.....	7
2.1 Les analyses macroéconomiques.....	8
2.2 L'appréciation microéconomique de la sensibilité de l'emploi au salaire.....	8
2.3 Les épisodes d'augmentations contestées du salaire minimum.....	11
2.4 La partie manquante de la distribution des salaires.....	14
3 LA MODÉLISATION DES SALAIRES ET DE L'EMPLOI.....	16
3.1 La modélisation de l'emploi.....	16
3.1.1 L'individu doit souhaiter travailler.....	16
3.1.2 L'individu doit présenter un minimum d'efficacité.....	18
3.1.3 Un emploi doit être à pourvoir.....	18
3.2 Les déterminants du salaire.....	18
3.2.1 Le capital humain.....	19
3.2.2 La discrimination raciale ou sexiste.....	19
3.2.3 La pression du chômage.....	19
4 LES RÉSULTATS.....	19
4.1 Les données.....	19
4.2 Les estimations.....	20
4.2.1 L'emploi.....	21
4.2.2 Les salaires.....	27
5 DEUX SIMULATIONS DE POLITIQUES ÉCONOMIQUES.....	32
5.1 L'annulation du salaire minimum.....	32
5.2 Une amélioration de la conjoncture.....	33
6 CONCLUSION.....	35
ANNEXES.....	36
BIBLIOGRAPHIE.....	37

Le salaire minimum touchait environ 14% des salariés en 1997 (contre 8% en 1994) et se caractérise par un niveau sensiblement plus élevé en France que dans les pays d'Europe du sud, ou au Japon, au Royaume-Uni ou aux États-Unis (CSERC, 1999). L'enjeu de l'évaluation du smic du point de vue de ses effets sur l'emploi est donc loin d'être négligeable et de nombreuses études se sont penchées sur cette question en France comme à l'étranger. Après avoir rappelé les différents points de vue susceptibles d'être adoptés pour analyser les rapports entre salaire minimum et emploi (section 1), on rappelle les résultats obtenus précédemment (section 2), et la présente étude propose une nouvelle évaluation fondée sur des données microéconomiques, se situant ainsi dans les approches les plus récentes (sections 3). Ces nouvelles estimations conduisent à réévaluer à la baisse le nombre d'emplois contraint par l'existence du smic et la contrainte induite sur la demande de travail (section 4). L'apport de la démarche empirique réside dans une mesure plus fine du rendement de l'éducation sur le salaire, une prise en compte de l'interaction de l'offre de travail au sein du couple, et enfin une appréciation du poids de la conjoncture dans la demande de travail microéconomique.

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 conclusions 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 est 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'oligopsonie. L'emploi étant le minimum de l'offre et de la demande, une augmentation du smic accroît l'emploi grâce à l'amélioration de l'offre tant que le niveau de salaire imposé reste inférieur ou égal à l'équilibre.

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 envisagé un quelconque caractère réaliste à cette hypothèse de monopsonie, 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 L'ADAPTATION DE LA FAÇON DE PRODUIRE

Une première façon de réagir à l'imposition d'un salaire minimum était de répercuter (partiellement) la contrainte sur le consommateur (§1.2 ci-dessus). 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.

L'adaptation du salarié

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 souhaitaient 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 smic¹.

L'adaptation de l'entreprise

Du point de vue des entreprises, on est tenté de considérer que l'existence d'un salaire minimum les poussent à améliorer la productivité, par exemple en affectant plus de capital physique ou bien encore en formant les salariés peu qualifiés, de façon à rétablir la rentabilité 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 ?

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 attractif 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 apparente² par tête.

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.

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'efficacité » (Akerlof G. & Yellen J. ; 1996)³.

¹ 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)

² 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.

³ 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

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 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'économie, 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

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.

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'emploi⁴.

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 ménages⁵.

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.

2 LES ÉTUDES ANTÉRIEURES

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 domaine⁶.

⁴ 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 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.

⁵ En définissant classiquement un ménage pauvre comme celui dont le revenu est inférieur à la moitié de la médiane (soit 3 763 F par unité de consommation 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.

⁶ le lecteur peut se référer à Brown C (1999) pour un panorama exhaustif des études anglo-saxonnes

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 distribué⁷ 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,

(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'emploi⁸, c'est l'effet perte de compétitivité par rapport aux concurrents étrangers,

(iv) cette inflation incite les ménages à épargner plus –effet d'encaisses 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 prévision⁹, il en résulte donc une baisse de l'activité et de l'emploi lors d'une augmentation du salaire (cf. Économie et Prévision ; 1998)¹⁰.

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

⁷ 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.

⁸ 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*.

⁹ 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.

¹⁰ 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.

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 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 nouvelle dimension de la demande de travail 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 en tenant compte de l'accroissement des débouchés liés à la baisse des prix permises par des coûts plus faibles. Les charges employeurs

ont été réduites au cours de la période 1994-1997 de 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). N'est pas incluse dans ces variables de contrôle la croissance passée de la valeur ajoutée.

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 qualifiées (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 de la baisse des charges (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.

Du point de vue de l'ordre de grandeur des résultats, 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 traduiraient par 390 000 emplois

créés, alors que l'évolution totale sur la période 1994-1997 est de 465 000 personnes¹¹, 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...

Une approche similaire a été suivie par Gafsi, L'Horty & Mihoubi (2005) qui modélisent deux formes d'emploi - qualifié ou non-, les salaires de ces deux catégories, les production en fonction des prix issus des coûts du travail. L'estimation est réalisée sur des données sectorielles (et non individuelles) en NAF 16 et conclue à un effet des allègements de cotisations sociales limité à 150 000 emplois, en deçà des résultats de Crépon & Desplatz (2001). Mais, dans cette étude, l'effet offre ne passe via les coûts et les prix que par la répartition de la demande sectorielle, sans effet sur la demande globale, ce qui minore probablement les résultats.

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 CONTASTÉES 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)¹².

Une des premières études sur des populations différenciées est entreprise dès 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 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

¹¹ Source : séries longues du marché du travail, Effectifs salariés par secteur regroupé en NAF dans les établissements privés et semi-publics

¹² 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).

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 smic¹³ est de $-2,3 (\pm 0,8)$ pour les hommes, et $-1,5 (\pm 0,6)$ pour les femmes¹⁴. 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.

La pertinence des précautions prises dans l'étude précédentes est confirmée dans le cas américain par 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 suffisamment élevé pour ne pas être

¹³ 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 ?

¹⁴ 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).

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 moins jeunes (les 20-25 ans) et une élasticité directe salaire/emploi de -0,4¹⁵.

Dans le même esprit, l'instauration d'un salaire minimum généralisé 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 travail¹⁶. 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 ne pouvaient 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 salariés payé en dessous du futur minimum, et l'augmentation de masse salariale engendrée par la mise en place du salaire minimum. L'effet estimé est une baisse modérée de l'emploi, avec une élasticité comprise entre -0,35 et -0,55 (Machin S, Manning A & Rahman L ; 2003)¹⁷.

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.

¹⁵ 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)

¹⁶ 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.

¹⁷ 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.

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 ».

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 joue sur l’estimation du non-emploi ; elle est 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 salaire 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 délaissée 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 possibilités de 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'emploi¹⁸ 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 ». 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 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)¹⁹.

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 ».

¹⁸ 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).

¹⁹ 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 sont 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 à la fois les déterminants du salaire et de l'emploi, car il est souhaité de connaître le salaire potentiel des individus sans emploi, afin de savoir comment leur rémunération potentielle se situe par rapport au smic. L'estimation d'une seule équation de salaire, sans tenir compte de la troncature exercée par le smic entraînerait un biais dans les estimations.

3.1 LA MODÉLISATION DE L'EMPLOI

Le premier élément modélisé est le fait d'avoir un emploi (salarié privé ou public), 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 intéressant²⁰, 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.

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

²⁰ 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.

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 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) tenait compte autant que faire se peut de ces transferts sociaux, sauf pour les prestations chômage²². 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).

Des données plus riches permettraient de mieux prendre en compte ces phénomènes, mais dans cette version de notre étude, certains revenus sont seulement indirectement pris en considération (par la composition familiale, la situation de chômage) et seule une partie des allocations chômage est connue (mais probablement sous-évaluées par la nature déclarative des données utilisées) 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, et pour ces dernières le choix de l'alternative entre temps et revenu lorsqu'il y a un ou plusieurs enfants est peut-être lié à la présence d'un conjoint.

(iv) *Les transferts au sein du ménage*

Si un individu gagne bien sa vie, le conjoint pourra se dispenser de travailler ou se contenter de revenus moindres²³. 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. Ce raisonnement conduit au contraire à une corrélation positive entre les décisions de participation au marché du travail des deux conjoints,

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 plans, peut-être du fait de la complexité de l'ensemble des comportements pris en compte dans ce modèle.

²² 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 ménages.

²³ 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.

Ce n'est que si cet appariement économique n'est pas parfait que le premier raisonnement en termes de substitution de revenu est prépondérant²⁴.

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 travail²⁵.

3.2 LES DÉTERMINANTS DU SALAIRE

Le modèle de fixation du salaire est issu de l'égalisation entre salaire réel et productivité marginale du travail, il dépend donc de la contribution productive du travail et du prix de vente du bien.

²⁴ 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.

²⁵ à la Pissarides C. (1990) et non par les caractéristiques individuelles qui reflèteraient plus l'offre que la demande comme chez Laroque & Salanié (2000).

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. En revanche, le prix de vente n'est pas une donnée accessible au statisticien et sera donc occulté. Cette approche est 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*

La capacité productive est décrite d'abord par 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

L'enquête emploi est utilisée pour estimer un modèle comportant une équation de salaire et d'emploi.

4.1 LES DONNÉES

À partir principalement de l'enquête emploi de 1999, deux type de champs sont sélectionnés : l'un pour les comportements d'emploi et l'autre (un sous-ensemble du premier) pour déterminer le coût salarial du secteur privé²⁶. Ce choix résulte d'un compromis entre rester assez exhaustif et néanmoins préserver un peu l'homogénéité des comportements.

²⁶ 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.

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 (les 16-17 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, la prise en compte de ces individus est importante nombre d'entre eux ont une activité dont la rémunération est proche du SMIC.

- 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.

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

- les fonctionnaires²⁷.

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

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

Les déterminants théoriques de l'emploi et du salaire suggèrent que les décisions d'emploi et les possibilités de salaire sont liées, les résidus des deux équations sont donc *a priori* corrélés. Le choix de la procédure d'estimation résulte d'un dilemme entre transparence-robustesse et précision. Si le modèle décrivant l'emploi et le salaire est bien spécifié, l'estimation simultanée les équations fournit le meilleur estimateur en termes de précision. Mais si une erreur se glisse dans la modélisation d'un des comportements (une équation du modèle comporte peut-être une variable omise) cela perturbe les coefficients estimés dans l'ensemble des équations, avec un risque d'interprétation erroné ou de confusion.

La méthode en deux étapes est moins précise lorsque le modèle est sans faille, mais elle est moins sensible lorsqu'il y a des erreurs de spécification ; c'est en ce sens que l'on peut la considérer comme plus robuste. La comparaison empirique de ces méthodes sera présentée en annexe 2, et l'on détaille ici les résultats obtenus avec l'estimateur de Heckman.

²⁷ Plus précisément tous les salariés des administrations nationales, collectivités locales, hôpitaux publics, HLM, sécurité sociale, entreprises publiques ou nationales.

4.2.1 L'emploi

Les comportements d'emploi sont différenciés selon quatre catégories²⁸. 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 les comportements individuels, les interactions revenu/loisir au sein du ménage s'il y a lieu, et les transferts sociaux.

Dans l'échantillon, 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 1).

Tableau 1 : *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-).

Les déterminants estimés de l'emploi sont les suivants :

Le *type de diplôme*²⁹, qui reflète la contribution productive d'un individu en emploi et donc son salaire potentiel, ressort de façon importante : 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 (tableau 2).

²⁸ Une question récurrente dans les études du marché du travail 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. Notre choix de ces quatre catégories est en partie arbitraire, mais les résultats d'estimations indiquent que les comportements sont effectivement différents. Ce n'est qu'une justification limitée, car d'une part d'autres catégories auraient pu être distinguées avec peut-être autant de pertinence, et d'autre part une modélisation théoriquement incomplète des comportements a facilement tendance à produire *ex-post* des différences de comportements par catégories. Néanmoins, les considérations théoriques distinguant les 4 catégories retenues militent pour ce choix.

²⁹ Le nombre d'années en formation initiale aurait pu apporter une information complémentaire, mais s'est révélé trop lié au type de diplôme et génère des instabilités dans les variantes d'estimation par le maximum de vraisemblance ; cette variable a donc dû être abandonnée.

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 sont à distinguer : les plus de 50 ans, les 25-30 ans, et les moins de 25 ans. L'âge devient 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. 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'individu³⁰ ont des effets compatibles avec l'hypothèse d'une offre de travail sensible au salaire³¹.

La présence d'enfant(s) en bas âge joue nettement en faveur du retrait d'activité des femmes. De plus, les femmes en couple qui remplissent les conditions d'obtention de l'APE³² 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, lorsqu'elles peuvent prétendre à l'Allocation Parent Isolée³³. L'emploi des hommes enregistre une influence contraire : la présence d'enfants de moins de 3 ans accroît la probabilité d'être en emploi.

³⁰ 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 rmistes- (Rioux L. ; 2002), mais cet aspect du capital humain est inconnu de l'enquête emploi.

³¹ 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.

³² L'allocation parentale d'éducation 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 précédentes. La dernière partie de cette condition « au cours des 5 années précédentes » n'a pas pu être prise en compte.

³³ L'API n'est pas repérée en tant que telle, mais à travers la présence d'enfant de moins de 3 ans dans notre estimation

		Taux de vacances (effet <20ans)					n.s.	,		
1	Père des jeunes	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		Age	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	Enfants	population cible de l'APE	0,98	0,00	0,62	0,00	0,83	0,01	n.s.	0,01
1		présence d'enfant de moins de 3 ans	1,37	0,00	0,88	0,00	0,55	0,02	n.s.	0,01
1		nombre d'enfant de moins de 3 ans	-0,19	0,00	-0,43	0,00	-0,47	0,02	0,95	0,01
1		enfant 3 ans et Aucun diplôme ou CEP	0,94	0,00	0,92	0,00	0,63	0,01	0,47	,
1		enfant 3 ans et BEPC seul	0,90	0,00	0,62	0,00	0,81	0,01	-0,79	,
1		enfant 3 ans et Baccalauréat...	1,19	0,00	0,84	0,00	1,89	0,01	n.s.	,
1		enfant 3 ans et Baccalauréat + 2 ans	1,06	0,00	1,23	0,00	1,89	0,01	n.s.	,
1		enfant 3 ans et Diplôme supérieur	1,03	0,00	2,10	0,00	6,25	0,02	n.s.	,
1		présence d'enfant de 3 à 6 ans	1,73	0,01	0,93	0,01	0,84	0,02	n.s.	,
1		nombre d'enfant de 3 à 6 ans	-0,16	0,006	-0,34	0,005	-0,41	0,017	n.s.	0,006
1		présence d'enfant de 6 à 18 ans	1,47	0,00	1,25	0,00	1,14	0,00	n.s.	0,01
1		nombre d'enfant de 6 à 18 ans	-0,04	0,001	-0,29	0,001	-0,20	0,002	-1,13	,
1	nombre d'enfant de plus de 18 ans	0,10	0,001	-0,12	0,001	0,05	0,002	1,27	,	
1	Pays de naissance	<i>France</i>	<i>référence</i>		<i>référence</i>		<i>référence</i>		<i>référence</i>	
1		afrique	0,30	0,00	0,44	0,00	0,65	0,00	0,65	0,00
1		asie	0,48	0,01	1,29	0,00	0,90	0,01	1,12	0,01
1		Europe centrale, Amérique du nord	0,73	0,00	1,13	0,00	0,97	0,00	1,38	0,00
1		Europe orientale	0,28	0,00	0,23	0,00	0,46	0,01	0,89	0,01
1		Pays autre	0,36	0,00	0,14	0,00	0,50	0,01	0,94	0,01
1		Flux d'offre/chômeurs s123 en 1999	1,11	0,00	1,25	0,00	1,02	0,00	0,12	0,01

La présence d'*enfant(s) d'âge plus avancé* a tendance à accroître la probabilité d'emploi (sauf pour les femmes en couple avec enfants de 3 à 6 ans). Une première interprétation consiste à considérer que la disponibilité de temps joue moins 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).

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 (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.

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

Salaire initial	6 600 FRF	
augmentation	Hommes	Femmes en couple
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%

Enfin, le *taux d'emplois à pourvoir* (mesuré par le taux de vacances d'emplois, 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 hommes³⁴ et de près du triple pour les femmes en couple (2,7%), ou encore près de 2% pour les femmes seules.

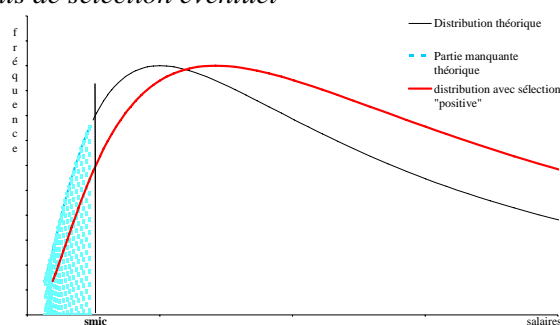
³⁴ Le calcul est effectué au point moyen de chaque sous-population, sachant que dans un modèle Logit, on a $dp=p.(1-p).b.dx$, où p est le niveau de probabilité d'emploi, dp sa variation, b le coefficient estimé de la variable x et dx la variation de la variable explicative x .

Rappelons que contrairement au graphique présenté 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 importantes dans la formation des salaires. Par ailleurs, le choix d'un taux *horaire* plutôt que mensuel correspond bien à l'idée de comparaison productive³⁶. Les résultats d'estimations sont les suivants.

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

La distribution des salaires des personnes en emploi n'est peut-être pas représentative de l'ensemble de la population, car le comportement d'offre de travail est susceptible de ne faire observer que les individus qui sont plutôt mieux rémunérés que la normale, car ils sont plus incités à trouver un emploi que les autres³⁷. Dans ce cas, il y a un biais de sélection qui conduit à se tromper dans l'évaluation du salaire potentiel des personnes sans emploi, comme cela peut se voir sur le graphique 2.

Graphique 2 : Effet du biais de sélection éventuel



La variable inverse du ratio de Mills (« mills » dans le tableau 2), calculée comme sous-produit de l'équation d'emploi, révèle ce biais d'autosélection : un coefficient positif s'interprète comme un comportement d'offre de travail plus volontariste de ceux ou celles qui peuvent prétendre à un salaire plus élevé que normalement attendu.

Cet effet est évalué de façon très peu fiable pour les hommes, dans la mesure où deux échantillons légèrement différents ne produisent pas des résultats cohérents (un effet positif ou non significatif selon le cas, les résultats d'estimation du tableau 4 sont à comparer avec le tableau 10 en annexe 2, la phase d'échantillonnage consiste à tirer de façon différente un seul individu par ménage).

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, ce qui correspond au biais de sélection mentionné. 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 élevé³⁸.

³⁶ 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)

³⁷ D'un point de vue théorique, cela correspond à un effet prix qui l'emporte sur l'effet revenu dans la fonction d'offre de travail

³⁸ 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. 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 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 ressources humaines 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 de façon significative pour les femmes (en couple ou non) et les jeunes, mais pas pour les hommes.

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 femmes³⁹.

Ainsi, ce sont surtout les femmes en couple qui sont sensibles aux conditions du marché du travail, autant en ce qui concerne le salaire qui leur est proposé que leur comportement d'offre 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 coûts 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.

³⁹ 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 3 : Équation de coût salarial *

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	4,42	0,12
	mills	-0,05	0,04	0,09	0,02	-0,07	0,05	0,05	0,02
	homme							0,04	0,02
	couple	0,06	0,01					n.s.	n.s.
	Flux d'offre/chômeurs	n.s.	n.s.	0,3694	0,0484	0,2202	0,0555	0,3376	0,0859
	expérience professionnelle	0,0328	0,0016	0,0258	0,0026	0,0225	0,0022	0,2761	0,0103
	au carré	-0,0005	0,0000	-0,0004	0,0001	-0,0003	0,0001	-0,0201	0,0011
	expérience (temps partiel)	-0,0270	0,0035	-0,0128	0,0019	-0,0153	0,0030	-0,1419	0,0217
	expérience carrée (temps partiel)	0,0005	0,0001	0,0002	0,0001	0,0003	0,0001	0,0111	0,0026
	ancienneté : moins d'un an	-0,12	0,01	-0,14	0,02	-0,16	0,02	-0,13	0,06
	ancienneté : 1 an à moins de 5 ans	-0,06	0,01	-0,06	0,02	-0,10	0,02	-0,16	0,06
	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, DFEO	-0,35	0,02	-0,43	0,02	-0,36	0,03	n.s.	n.s.
	BEPC	-0,19	0,02	-0,23	0,02	-0,15	0,02	-0,29	0,04
	CEP	-0,30	0,07	-0,44	0,09	n.s.	n.s.	-0,49	0,21
	CAP, BEP, EFAA	-0,32	0,01	-0,32	0,02	-0,19	0,03	-0,25	0,03
	CAP hors apprentissage	-0,25	0,01	-0,25	0,02	-0,24	0,02	-0,23	0,04
	BEC hors apprentissage	-0,18	0,02	-0,22	0,02	-0,14	0,02	-0,18	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	0,27	0,06
	DUT, BTS, DEUST..	0,15	0,02	0,17	0,02	0,13	0,02	0,19	0,03
	Technicien supérieur, hors santé	0,23	0,03	0,21	0,04	0,15	0,05	0,21	0,09
	Santé : sage-femme, infirmière, kiné, laborantin, manip radio, assistante sociale, éducateur..	0,15	0,03	0,22	0,02	0,21	0,02	0,54	0,09
	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	0,40	0,05
	3ème cycle universitaire, y compris médecine	0,51	0,02	0,62	0,03	0,53	0,03	1,09	0,11
	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	0,83	0,09
	Grandes écoles +	0,73	0,04	0,86	0,12	0,46	0,14	0,88	0,24
	Inconnu ou Aucun diplôme	-0,39	0,01	-0,40	0,02	-0,35	0,03	-0,43	0,03
	taux de temps partiel	-0,46	0,07	-0,18	0,04	-0,17	0,06	-0,87	0,10
	échantillon de salariés du smna	0,44	0,03	0,13	0,06	0,39	0,06	n.s.	n.s.
pays	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.	0,21	0,08
	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.	n.s.	n.s.

* = coefficient toujours présent dans la sélection des variables

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

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, dont on dénombre 8 000 observations dans l'échantillon, représentatifs de 4,1 millions de personnes (tableau 7, ligne 1).

5.1 L'ANNULATION DU SALAIRE MINIMUM

La suppression du smic affecte de différentes façons les catégories 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 se caractérise par 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.

Parmi ces personnes sans emploi (on considère ici que les jeunes de moins de 25 ans en études ne les abandonnent pas en fonction du salaire minimum), le pourcentage estimé de celles dont le salaire est potentiellement en dessous de smic est globalement de 4%. Il n'y a pratiquement pas d'hommes concernés, alors que les femmes le seraient à hauteur de 4% ou 10% selon qu'elles sont en couple ou pas, et les jeunes seraient touchés par la contrainte du smic à hauteur de 8% (ligne 3 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 (via l'inverse du ratio de Mills), les estimations indiquent que cela joue seulement pour les femmes en couple.

Pourquoi obtient-on un faible ordre de grandeur de la contrainte que fait peser le smic, malgré ce qui a pu être trouvé dans des études précédentes ?

Cela résulte probablement de deux questions économétriques propres à une modélisation de nature microéconomique.

D'un part, le biais de sélection estimé par l'équation de salaire est inexistant pour les hommes, les femmes seules, ainsi que pour les jeunes ; et il est assez faible pour les femmes en couple. Si bien qu'il n'y a que peu de *distinguo* à faire entre personnes sans emploi ou en emploi, du point de vue de leur niveau de salaire (potentiel ou réel).

D'autre part, les personnes effectivement au smic (et en emploi) sont plutôt jeunes, avec peu d'expérience et de qualification, et cela correspond aussi aux caractéristiques fréquemment rencontrées chez les sans-emploi (rappelons que les plus de 55 ans ne sont pas retenus dans cette étude). Les sans-emploi potentiellement en dessous du smic ne peuvent donc être très nombreux si l'équation de salaire n'est pas biaisée et si elle est estimée avec suffisamment de détail, notamment du point de vue de l'influence du diplôme.

Les chiffres ci-dessus ne décrivent pas tout à fait l'effet exercé par le smic, car ils ne tiennent pas compte du souhait d'être en emploi.

D'un point de vue de la technique statistique, en reprenant les prévisions de l'équation de comportement d'emploi, on peut considérer qu'une personne sera prévue être en emploi de deux façons : soit en affectant par tirage aléatoire chaque personne en fonction de sa probabilité estimée par le modèle (noté 't' dans le tableau 5) ce qui produit une prévision sans biais, soit en affectant en emploi tout individu dont la probabilité estimée est supérieure à 50% (noté 'ap' dans le tableau 7), ce qui est intuitif mais présente un risque de biais.

Avant de procéder à ces simulations, il est utile de regarder ce que prédisent les équations estimées pour les seules personnes *effectivement sans-emploi*.

Les déterminants de l'emploi sont assez frustes puisque l'équation produit une probabilité moyenne d'être en emploi de 61% quant on se limite aux seuls personnes sans emploi (ligne 2 du tableau 7). Cette prédiction se décline en deux extrêmes : la plupart des hommes (80%) sont censés avoir un emploi, alors que les jeunes ont en moyenne une probabilité d'être en emploi de seulement 39%. Entre les deux, les femmes en couple ont une probabilité d'emploi de 55%.

Seuls 2% des sans emplois en auraient un avec l'annulation du smic ; autrement dit, environ la moitié des 4% potentiellement sous le smic ne souhaitent ou ne peuvent de toute façon pas trouver un emploi (ligne 4 du tableau 7).

Tableau 4 : Non-emploi et salaire minimum

		Population des sans emploi					
		hommes	femmes en couple	femmes seules	moins de 25 ans	Ensemble	
						%	milliers
Conjoncture constatée	<i>Effectifs en non emploi</i>	1 027 024	2 268 084	488 851	362 879		4 147
	Probabilité d'être en emploi	80%	55%	63%	39%	61%	
	salaire estimé sous le smic	0%	4%	10%	8%	4%	160
	... et désire/trouve un travail (t)	0%	2%	2%	5%	2%	68
	... et désire/trouve un travail (ap)	0%	2%	2%	5%	2%	69

5.2 UNE AMÉLIORATION DE LA CONJONCTURE

La simulation 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'équilibre.

Si la demande de travail des entreprises était suffisante pour proposer davantage de postes, 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 l'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 ratio 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 (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, ce qui se remarque par les effets de flexion conjoncturelles de la population active-.

Il est certes impossible de proposer une 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-. Plus précisément, le ratio a été amené à ce niveau dans les régions et catégories socioéconomiques où il était plus bas.

Cette amélioration de la conjoncture engendre deux effets : d'une part une probabilité plus grande d'avoir un emploi, 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 est 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 (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 68%.

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, moins de 1% des sans-emploi qui souhaitent travailler seraient contraint par le smic, soit environ 10 000 personnes, au lieu de 2% pour la situation conjoncturelle réelle (rappelée en lignes grisées dans le tableau).

Tableau 5 : Non emploi simulé avec une conjoncture de l'emploi améliorée (population des sans emploi)

		hommes	femmes en couple	femmes seules	moins de 25 ans	Ensemble	
						%	milliers
Conjoncture constatée	<i>Effectifs en non emploi</i>	1 027 024	2 268 084	488 851	362 879		4 147
	Probabilité d'être en emploi	80%	55%	63%	39%	61%	
	salaire estimé sous le smic	0%	4%	10%	8%	4%	160
	... et désire/trouve un travail (t)	0%	2%	2%	5%	2%	68
	... et désire/trouve un travail (ap)	0%	2%	2%	5%	2%	69
Conjoncture améliorée	<i>Effectifs en non emploi</i>	639 415	1 827 217	376 417	370 881		3 214
	Probabilité d'être en emploi sous une meilleure conjoncture	88%	64%	72%	38%	68%	
	salaire estimé sous le smic	0%	0%	4%	1%	1%	28
	... et désire/trouve un travail (t)	0%	0%	1%	0%	0%	8
	... et désire/trouve un travail (ap)	0%	0%	1%	0%	0%	11

6 CONCLUSION

L'annulation du smic engendrerait un développement de l'emploi dont l'effet reste d'une ampleur limitée, de l'ordre de 70 000 personnes actuellement sans emploi (l'évaluation est comprise entre 20 000 et 170 000 avec une probabilité de 95%). Les femmes seules et les jeunes sont les catégories les plus touchées par l'existence du smic.

Une amélioration de la conjoncture est aussi à même d'accroître l'emploi, un taux de vacances d'emplois (rapport offre non satisfaite sur demande d'emplois) qui ne serait pas inférieur à 50% diminuerait de 20% le nombre de sans emploi et de plus rendrait le smic mieux acceptable grâce à un environnement de haute activité. Ce sont les femmes qui sont les plus sensibles à une amélioration de la conjoncture pour trouver un emploi.

Du point de vue des comportements sur le marché du travail, seules les femmes en couple hors de l'emploi n'ont pas toutes la possibilité d'obtenir un niveau de salaire similaire à celles qui sont salariées, reflétant ainsi un comportement d'autosélection dans le choix d'emploi, mais cette différence reste d'une ampleur limitée. Les autres catégories –hommes, femmes seules, ou moins de 25 ans- ne présentent pas de particularité estimable quand ils ne sont pas en emploi.

ANNEXES

Les annexes sont téléchargeables :

[www.univ-lille1.fr/ecofi/smic annexe.pdf](http://www.univ-lille1.fr/ecofi/smic_annexe.pdf)

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://cegec.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
- Gafsi I, L'Horty Y & Mihoubi F (2005) : « Allègement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation », document de travail EPEE, Université d'Evry, 42 p
- 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 la 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