

L'ÉPAISSEUR DU TRAIT A propos d'une décomposition du non-emploi

Michel HUSSON¹

Guy Laroque et Bernard Salanié (L&S dans ce qui suit) ont publié dans la revue de l'Insee un article ambitieux qui propose une décomposition du non-emploi en France². Cette catégorie de non-emploi rassemble toutes les personnes d'âge actif qui ne disposent pas d'un emploi, et ceci qu'elles soient inactives ou au chômage. L'étude les ventile en trois catégories de non-emploi : « volontaire », « classique » et « autre ». Le modèle utilisé produit ensuite des résultats très tranchés dont les principaux sont les suivants : 57 % du non-emploi serait « volontaire », et une augmentation de 10 % du Smic détruirait environ 290 000 emplois.

La publication de cet article dans *Economie et statistique* lui confère *ipso facto* un label scientifique qui fait de cette étude une référence dans le débat social. Le patronat y a aussitôt trouvé une confirmation de ses thèses sur « les effets désincitatifs des prestations sociales sur l'emploi, les effets incitatifs des allègements de charges souhaités par les entreprises et les effets destructeurs des fortes revalorisation du Smic »³. Les évaluations proposées nourrissent la réflexion d'un prochain rapport du Conseil d'Analyse Economique sur « les chemins du plein emploi ». Enfin, ce même article a également donné lieu à une polémique estivale, à la suite d'une lettre ouverte des syndicats de l'INSEE déplorant sa publication⁴.

Voilà pourquoi il nous a semblé que cet article méritait un examen critique attentif, qui révèle une très grande fragilité des résultats obtenus. Celle-ci tient non seulement à leur très grande imprécision mais aussi aux hypothèses très restrictives du modèle utilisé, qui nous semble ainsi doublement invalidé. La critique proposée ici est donc avant tout une critique interne : le modèle est brièvement décrit, ses résultats évalués, et c'est seulement en conclusion que l'on montre les autres pistes qu'il aurait été intéressant de suivre.

¹ Je remercie Cédric Afsa, Jacques Bournay, Pierre Concialdi, Thomas Coutrot, Yannick Fondeur, Jacques Freyssinet, Françoise Milewski, Henri Sterdyniak, Daniel Szpiro et Pierre Volovitch pour leurs avis et commentaires, tout en conservant évidemment l'entière responsabilité de ce texte.

² Guy Laroque et Bernard Salanié, « Une décomposition du non-emploi en France », *Economie et statistique* n°331, 2000 <http://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/ES331C.pdf>.

³ *Actualité* (publication de l'UIMM) n°196, 29 juillet 2000.

⁴ On trouvera un dossier de presse sur le site « Marchandise » <<http://ecocritique.free.fr>>

Les modalités de la ventilation

L'étude choisit d'utiliser comme unique source l'enquête Emploi de 1997⁵. Mais il faut d'emblée souligner que l'échantillon sur lequel porte l'étude ne correspond pas à l'ensemble de la population d'âge actif, puisqu'on en retire les jeunes de moins de 25 ans, les « seniors » de 50 ans et plus, les non-salariés, les fonctionnaires et les salariés à temps partiel.

L'étude porte donc sur un sous-ensemble de l'enquête Emploi, représentatif de 9,6 millions de personnes de 25 à 49 ans. 6,35 millions de ces personnes ont un emploi, et les 3,25 millions qui n'en ont pas définissent le non-emploi, qui regroupe inactifs et chômeurs. Leur ventilation résumée met en relief la part du non-emploi « volontaire » qui représenterait 46 % des chômeurs et 67 % des inactifs, soit 57 % en moyenne pour l'ensemble du non-emploi (tableau 1).

Tableau 1. Une décomposition du non-emploi.

	Total	Volontaire	%	Classique	%	Autre	%
Inactifs	1725	1149	67	299	17	277	16
Chômeurs	1525	701	46	351	23	473	31
Total non-emploi	3250	1850	57	650	20	750	23

Source : Laroque & Salanié, 2000.

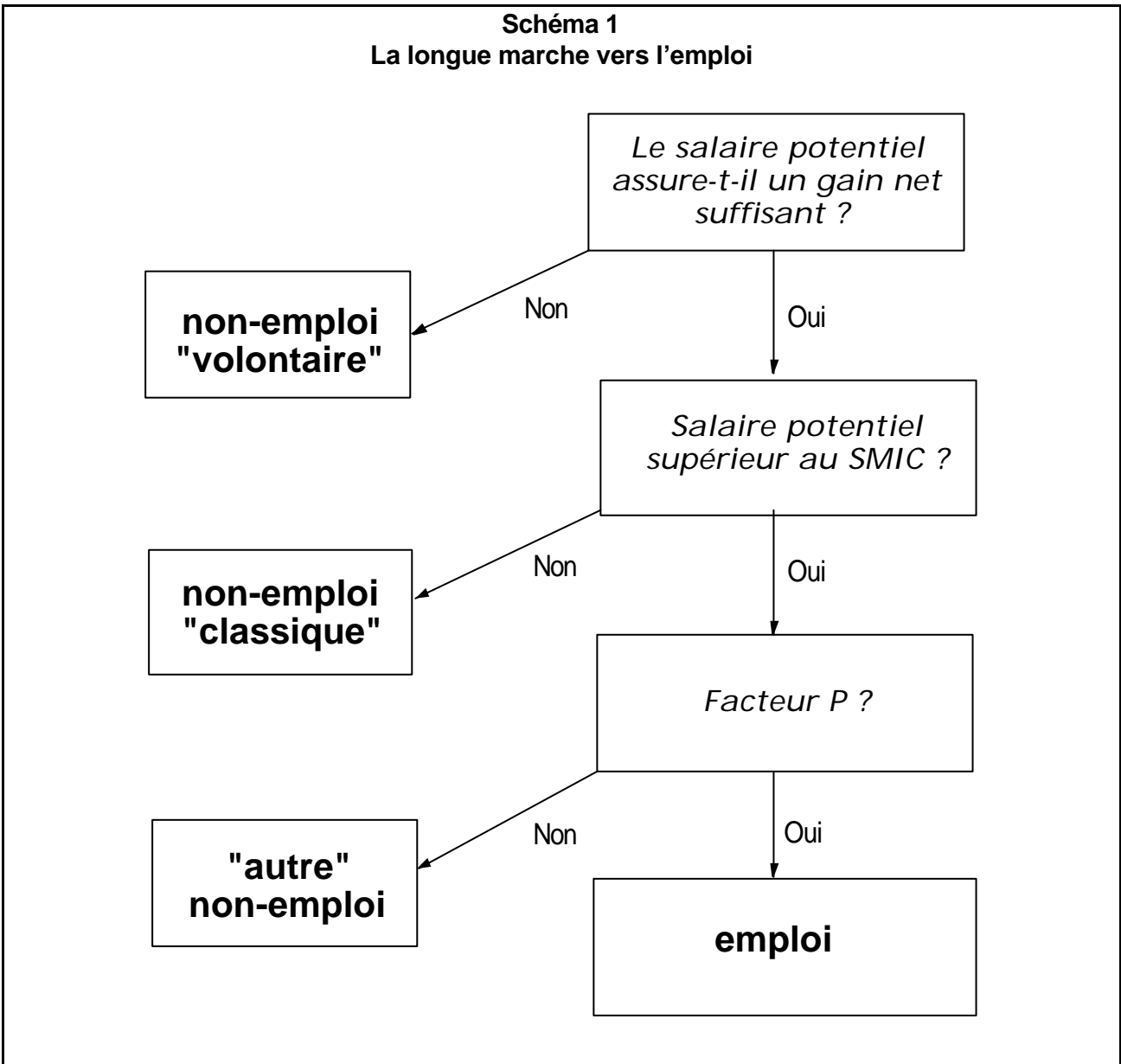
Cette décomposition est obtenue en classant chaque individu dans l'une de ces catégories, en fonction d'un algorithme qui décrit les différentes conditions à remplir pour accéder à un emploi (voir schéma 1).

Première condition : il faut que l'individu soit désireux de travailler. Dans le modèle, la décision de se porter sur le marché du travail résulte d'une comparaison, effectuée au niveau du ménage, entre le revenu sans emploi et le revenu avec emploi : il faut que le gain net que procure la prise d'un emploi dépasse un certain seuil. Or, la législation sociale et fiscale vient moduler les paramètres de ce calcul : l'entrée dans l'emploi peut faire perdre le droit à un certain nombre de prestations et d'allocations, et peut conduire également à un surcroît d'impôt. Ces éléments définissent les fameuses trappes à inactivité : une partie de la population n'est pas suffisamment incitée à trouver un emploi, parce que le gain escompté serait trop faible, et choisit donc de rester dans un non-emploi qui est alors qualifié de « volontaire ». D'où cette définition : « *non-emploi volontaire : la personne ne souhaite pas prendre un emploi, compte tenu du salaire auquel elle peut prétendre et des effets du système sociofiscal* ».

Seconde condition : le salaire associé à l'individu ne doit pas être inférieur au Smic. Si cette condition n'est pas remplie, l'individu est en non-emploi « classique ». Cette définition renvoie à deux postulats implicites. Le premier est qu'à chaque individu correspond un niveau de salaire (son salaire effectif s'il a un emploi, un salaire potentiel dans le cas contraire) qui dépend de ses caractéristiques propres : niveau d'études, âge, expérience. Le second postulat est que ce salaire est, vu du côté des entreprises, un indicateur fiable de la productivité. Ce sont alors les individus dotés d'un salaire potentiel - et donc d'une productivité - inférieurs au Smic qui constituent le non-emploi « classique ». Ils ne seraient employables qu'à condition de pouvoir leur attribuer le niveau de salaire qui leur convient, mais c'est impossible à cause du Smic. Dès lors, ils coûteraient plus cher (le coût de leur travail) que ce qu'ils rapporteraient (leur productivité) et c'est pourquoi ils ne peuvent accéder à l'emploi. D'où cette définition des auteurs : « *non-emploi classique : la personne souhaite travailler, mais le salaire auquel elle peut prétendre est inférieur au Smic* ».

⁵ INSEE, « Enquête sur l'emploi de 1997 », *INSEE Résultats* n°567-568, 1997.

Troisième condition : il ne suffit pas de vouloir un emploi, et d'être employable ; il faut franchir un dernier obstacle, celui du « facteur P ». Explication des modélisateurs : « le dernier élément de modélisation de l'emploi est le facteur P, (1-P) étant la probabilité de ne pas trouver d'emploi pour les individus qui souhaitent travailler et qui ont une productivité suffisante pour obtenir au moins le Smic (...) Par définition, l'autre non-emploi recouvre notamment le chômage keynésien et le chômage frictionnel. C'est donc une catégorie résiduelle qui comprend toutes les formes de non-emploi que le modèle très simple ne parvient pas à expliquer (...) pour toutes ces raisons, les résultats sur l'importance de l'autre non-emploi doivent être interprétés avec prudence ». Résumons : les candidats à l'emploi qui tombent sous le coup du facteur P vont grossir les rangs de l'« autre » non-emploi qui est une catégorie fourre-tout non expliquée. La ventilation entre emploi et « autre » non-emploi résulte d'une clé de partage, certes modulée par le niveau de diplôme, mais qui est simplement constatée. L'« autre » non-emploi, c'est tout ce qui n'est pas de l'emploi et n'est pas en fait expliqué par le modèle, même s'il dépend (par soustraction) de l'âge et de la situation familiale. D'où cette définition, qui tient plutôt du constat : « autre non-emploi : la personne souhaite travailler, sa qualification lui assurerait une rémunération supérieure au Smic, mais elle ne trouve pas d'emploi ».



On est en droit de se demander si la décomposition du non-emploi serait modifiée dans le cas où on commencerait par repérer le non-emploi « classique », au lieu d'identifier en premier le non-emploi « volontaire ». Les auteurs fournissent eux mêmes la réponse à cette question : « *L'ordre qui préside à la définition est purement conventionnel, mais n'est pas neutre : il gonfle la catégorie « volontaire » aux dépens de la « classique ».* On range ainsi parmi les non-employés volontaires des personnes qui ne souhaitent effectivement pas travailler, mais dont la productivité est en tout état de cause trop basse pour qu'elles puissent obtenir un emploi au Smic ». Cette remarque aurait mérité autre chose qu'une note en bas de page et il aurait été intéressant de savoir pourquoi on choisissait de « gonfler » le non-emploi « volontaire », et dans quelle proportion on le faisait.

La méthode de résolution du modèle

Le modèle fait intervenir des grandeurs qui ne sont pas directement observables dans l'enquête Emploi qui constitue la seule source utilisée. Certaines données pourraient être tirées d'autres sources, et sont ici simulées, comme par exemple les revenus de remplacement. Mais l'essentiel de l'exercice consiste à identifier deux grandeurs cachées qui caractérisent chaque individu et qui permettent de le positionner dans l'espace de l'emploi.

La première est le salaire correspondant aux caractéristiques propres de chaque individu. Cette première grandeur n'est par définition observée que pour les personnes disposant d'un emploi ; pour les autres, il s'agit d'évaluer le salaire auquel elles pourraient prétendre en cas de reprise d'emploi.

La seconde grandeur cachée est le salaire dit de réserve (ou de réservation), autrement dit le salaire en dessous duquel un individu ne souhaite pas prendre un emploi. Cette grandeur n'est pas observée et l'une des ambitions du modèle est de la reconstituer à partir de l'observation des autres variables associées à chaque individu.

Le modèle vise à restituer les déterminants implicites d'un comportement dont on n'observe que le résultat (emploi ou non-emploi) et il faut donc examiner de plus près les modalités de cet exercice. Le repérage du salaire (effectif ou potentiel) est celui qui pose conceptuellement le moins de problème. Le modèle calcule des équations de salaire à partir de l'observation des individus employés (à plein temps) et « prolonge » ces équations de manière à calculer le salaire potentiel des individus sans emploi. Ce salaire varie avec diverses caractéristiques de l'individu, telles que le diplôme, le nombre d'années d'études, etc.

La vraie difficulté réside dans la modélisation du salaire de réserve et du niveau de gain qui déclenche le choix de prendre un emploi, en fonction des caractéristiques de l'individu, et du ménage s'il vit en couple. L'explicitation de ces seuils, autrement dit la résolution du modèle, suit alors une procédure de tâtonnements que l'on va tenter d'illustrer. Intéressons nous aux femmes vivant en couple, et admettons avec L&S qu'on peut laisser de côté celles qui travaillent à temps partiel. Dans l'échantillon ainsi constitué, certaines femmes ont un emploi, d'autres pas. Le modèle consiste à supposer que ce qui distingue ces deux sous-groupes, c'est le gain net associé à la prise d'un emploi. Mais il ne suffit pas de dire qu'il existe un seuil - c'est le fondement théorique du modèle - il faut encore le calculer : c'est l'estimation proprement dite du modèle.

Supposons que ce seuil se situe à 10000 F et classons les individus en fonction de ce modèle simplifié qui consiste donc à dire : emploi au-dessus de 10000 F (sous réserve du fameux facteur P), non-emploi choisi en dessous. On obtiendra probablement un résultat médiocre, parce que beaucoup d'individus ont un emploi qui leur procure un gain net inférieur à 10000 F. On va donc baisser le seuil jusqu'à un niveau qui restituera au plus près la distribution observée. A chaque valeur du seuil - 10000 F puis 9000, puis 8000, etc. - on va trouver une certaine proportion d'individus dont le classement « théorique » (en emploi et non-emploi) correspond à la réalité observée, et une certaine proportion d'individus qui enfreignent la « théorie ». Certains auront un

emploi pour un salaire inférieur au seuil retenu, et d'autres seront sans emploi en dépit du fait qu'ils pourraient gagner plus que le seuil supposé fatidique. On arrête ce processus quand on pense avoir trouvé une valeur qui minimise les entorses au modèle théorique, à l'issue d'une procédure de tâtonnements qui ressemble sur le fond à celle qui est décrite ici. La résolution du modèle est évidemment plus compliquée notamment parce que le seuil est modulé en fonction des caractéristiques de l'individu et le cas échéant du ménage, et que la comparaison se fait avec un salaire potentiel lui-même estimé simultanément dans une autre section du modèle.

La méthode utilisée s'appelle « maximum de vraisemblance » et n'est rien d'autre qu'une procédure de minimisation de la proportion d'individus qui ne se comportent pas conformément au modèle. En un certain sens, ce type de modélisation peut difficilement « échouer » : il calculera toujours des seuils et fournira une ventilation. La méthode du maximum de vraisemblance ne préjuge pas de la qualité intrinsèque du modèle, elle se borne à choisir l'estimation la moins mauvaise. Selon le degré d'adéquation du modèle à la réalité observée, ce maximum pourra correspondre à une représentation fidèle ou au contraire très médiocre, comme dans le cas présent.

L'épaisseur du trait

Disons-le d'emblée : les résultats de l'estimation sont si imprécis qu'ils devraient conduire, non pas à une décomposition du non-emploi mais à une déqualification de ce non-modèle (voir encadré 1). Les salaires de réserve et autres gains nets potentiels sont calculés avec une telle marge d'incertitude que le classement des individus devient largement aléatoire. Pour bien illustrer ce constat, on empruntera aux auteurs leur représentation graphique. Le schéma 2 résume leur modèle dans le cas où l'on fait abstraction des revenus sociaux. Chaque individu peut être situé dans l'espace du travail en fonction de ses deux coordonnées. En abscisse, on trouve le coût du travail, et en ordonnée on trouve le salaire de réserve, celui en dessous duquel l'individu considéré trouve que prendre un emploi n'en vaut pas la chandelle.

La bissectrice délimite donc deux camps. Au dessus se trouvent les volontaires du non-emploi qui voudraient un salaire supérieur à ce qu'ils valent sur le marché ; en dessous les volontaires de l'emploi. La verticale au niveau du Smic établit une nouvelle partition : à gauche, on trouve ceux dont le salaire potentiel inférieur au Smic les condamne au non-emploi classique et à droite, l'aire de l'emploi auquel il faut ne pas oublier d'adjoindre l'« autre non-emploi ». Décomposer le non-emploi revient donc à dresser cette carte et à compter le nombre d'individus se trouvant dans chacune des zones.

Cet exercice souffre en premier lieu de l'imprécision qui résulte de la modélisation de la législation. S'étant privés de toute information sur ce point par le choix d'une source unique, L&S doivent en effet reconstituer les revenus de remplacement qui interviennent dans la définition des « trappes », et partent ici des résultats de leur précédent article⁶. On se bornera à dire qu'ils le font à « grands traits ». Ils imputent le Rmi à tous les chômeurs et attribuent à tous les ménages éligibles l'intégralité des allocations possibles, comme si tous les individus étaient parfaitement informés de leurs droits et en mesure de les faire valoir. Ils négligent les dispositifs d'intéressement conçus précisément pour réduire les effets de trappe. Tous ces choix apparemment techniques vont dans le même sens : ils contribuent à surévaluer l'importance des trappes. Que cette simulation soit très approximative, et qu'elle conduise à doubler le nombre de Rmistes par rapport à la réalité observée, L&S n'en tirent aucune conséquence.

Tout dépend ensuite de l'épaisseur du trait. C'est seulement si les frontières sont bien établies que le positionnement de chaque individu est dépourvu d'ambiguïté. Dans le cas contraire, on obtient le

⁶ Guy Laroque et Bernard Salanié, « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail », *Economie et statistique* n°328, 1999 <http://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/Es328A.pdf>.

même genre de graphique, mais ses frontières ont considérablement épaissi (schéma 3), de telle sorte que les individus situés dans ce *no man's land* ne peuvent pas être ventilés de manière satisfaisante. Autre manière d'illustrer ce flou : si chaque individu, au lieu d'être représenté par un point, était figuré par un disque dont le rayon correspond à un intervalle de confiance, on retrouve en cas d'imprécision la même difficulté à le situer dans une zone plutôt qu'une autre.

Chaque catégorie devrait être présentée sous forme d'intervalles de confiance, afin de traduire le « halo » qui entoure sa définition. Or, les quelques indications données par L&S montrent que ces intervalles de confiance sont extraordinairement larges. Considérons par exemple le choix de participation des femmes en couple : c'est une question centrale puisque cette catégorie représente 37 % des individus de l'échantillon, et surtout 60 % du non-emploi. Selon le modèle, leur décision est prise en fonction du gain potentiel associé à la prise d'emploi : ce gain doit dépasser un certain seuil qui dépend lui-même du revenu du ménage, du nombre et de l'âge des enfants, de la tranche d'âge de la femme. Ce seuil est estimé par le modèle selon la procédure décrite plus haut : en moyenne, il faut un gain net de 3804 F pour qu'une femme en couple choisisse de participer. On dira donc d'une femme sans emploi qu'elle est en non-emploi volontaire, si elle ne pouvait espérer atteindre ce seuil de 3804 F en se portant sur la marché du travail. Dans le cas contraire, elle se trouve en non-emploi involontaire, « classique » ou « autre ».

Répetons-le, il est toujours possible d'avancer une estimation, et pourquoi pas au franc près. La question est ensuite de savoir si cette valeur critique est déterminée de manière précise et donc suffisamment discriminante. Autrement dit, verra-t-on, par exemple, beaucoup de femmes occuper un emploi en dépit du fait qu'il leur procure un gain net inférieur au seuil théorique calculé par le modèle ? C'est la réponse à cette question qui détermine la précision des résultats et détermine le degré de validité pratique du modèle théorique de départ.

Force est alors de constater que le modèle est d'une très grave imprécision. Si l'on prend, comme nous y invitent L&S, « un intervalle conventionnel de deux écarts-type de chaque côté de l'estimation centrale », on trouve que la valeur critique de 3800 F ainsi calculée se situe au milieu d'un allant de - 4600 à + 12200 F ! Autrement dit, le modèle énonce une proposition de ce genre : il y a 95 chances sur 100 pour qu'une femme en couple choisisse de prendre un emploi s'il lui procure un gain net supérieur à un montant compris entre - 4600 et 12 000 F. Cette proposition correspond si l'on veut au « maximum de vraisemblance » que permet le recours à un modèle inadéquat, mais ne permet certainement pas de mieux comprendre la réalité sociale.

Les auteurs sont eux-mêmes obligés de reconnaître que « *la participation au marché du travail dépend en grande partie de facteurs inexpliqués* ». Cette formule, selon laquelle le phénomène observé dépend « *de facteurs inexpliqués* » revient à reconnaître qu'il ne dépend pas, pour l'essentiel, des facteurs avancés par le modèle, bref que ce dernier est invalidé. Le modèle n'est pas seulement dans l'incapacité de « *décrire parfaitement les déterminants de la décision* », il est dans l'incapacité de le faire tout court.

Les choses sont encore pires pour les autres catégories. Que ce soit pour les hommes ou pour les femmes seules, un gain financier négatif suffit à déclencher la décision de prendre un emploi. On débouche sur des formulations difficiles à interpréter, par exemple : « *les hommes en couple participent en moyenne dès lors que leur ménage n'y perd pas plus de (15 % de $R(0)$ + 2 700 francs par mois)* ». Il y a là un phénomène curieux où les individus prennent un emploi même si cela leur fait perdre de l'argent, et il n'a rien d'exceptionnel, puisque les catégories concernées (hommes et femmes seules) représentent 63 % des individus de l'échantillon.

Les auteurs voient bien les implications de la mauvaise qualité de leurs résultats : « *le fait que de nombreuses sous-populations acceptent de participer pour des gains financiers négatifs suggère que d'autres motivations sont à l'oeuvre : on peut citer, par exemple, le désir d'acquérir une expérience qui puisse ensuite être valorisée, ou encore le fait que le travail procure des droits à certaines prestations (retraites, chômage)* ».

Schéma 2

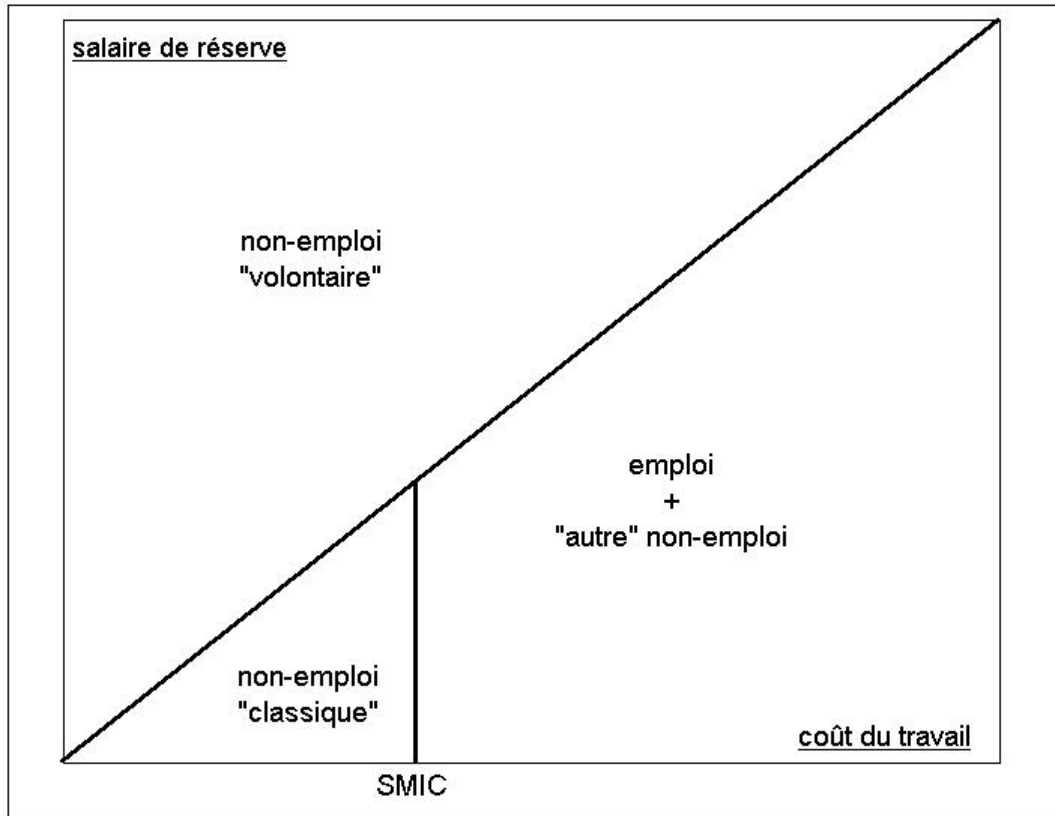
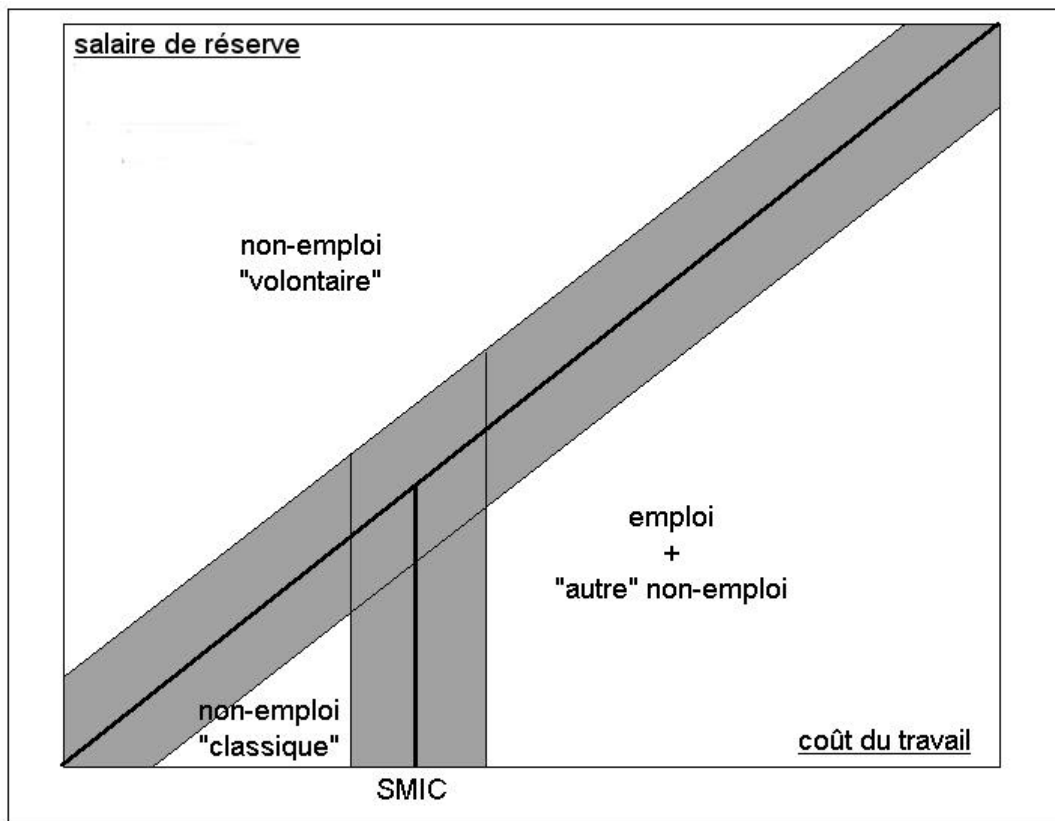


Schéma 3



Un tel constat soulève une importante question de méthode : voilà un modèle tout entier fondé sur la logique des «trappes », qui débouche sur des estimations non seulement imprécises, mais contradictoires avec les postulats de départ. Le principal d'entre eux consiste en effet à dire que la décision de prendre ou non un emploi dépend du gain net qu'il procure. Or, deux tiers des individus examinés semblent prendre un emploi même si ce gain net est négatif. Que faudrait-il de plus pour que les auteurs du modèle reconnaissent que celui-ci n'a pas été validé ? Ils se bornent à constater que « *d'autres motivations* » sont à l'oeuvre, mais c'est précisément celles dont leur modèle prétendait pouvoir se passer. Ces autres motivations suggèrent par exemple que les individus font des anticipations, ce qui invalide rétrospectivement le choix d'une analyse statique portant sur une seule année. Bref, les hypothèses du modèle sont remises en cause, ses résultats sont très mauvais, les auteurs l'admettent, mais continuent imperturbablement leur démonstration et n'hésitent pas à utiliser ce modèle à faire des simulations.

Encadré 1. Quelques rappels méthodologiques

Imaginons un modèle très « classique » reliant le contenu en emploi de la croissance (n) au coût salarial (w). Soit une théorie disant que ces deux variables sont liées, et que le coefficient a est négatif, autrement dit que la modération salariale augmente le nombre d'emplois créés pour un taux de croissance donné. Cette théorie donne lieu à un modèle testable, qui s'écrit par exemple $n = aw + b$.

Ce modèle va être confronté à des données empiriques, en l'occurrence des séries temporelles observées concernant n et w . La résolution du modèle consiste alors à estimer au mieux les coefficients a et b . Il faut ensuite en apprécier la significativité. Pour cela on utilise des tests statistiques qui examinent la proximité du modèle estimé au modèle théorique. Supposons que l'on postule, comme dans notre exemple, une relation linéaire. Les points observés devraient être théoriquement alignés sur une droite. Il n'y a aucune raison qu'ils le soient exactement, mais ils le sont plus ou moins. Si le nuage de points est très dispersé, il y a un grand doute sur la pente exacte de la droite, son tracé est arbitraire. Si au contraire le nuage est allongé, la bonne pente de la droite s'impose d'elle-même.

Les tests statistiques systématisent ce genre de raisonnement et déterminent un intervalle de confiance centré sur l'estimation de la valeur du coefficient. La largeur de cette intervalle de confiance est une mesure de la significativité de la variable explicative, et donc de l'adéquation du modèle théorique aux données empiriques. Ensuite, la pratique économétrique fait jouer des règles de précaution. Une règle empirique consiste à considérer un intervalle de deux écarts-type en plus ou moins de la valeur estimée du paramètre. Si cet intervalle comprend la valeur zéro, alors il est logique de considérer que la variable correspondante n'est pas significative, puisque son influence a de bonnes chances de se traduire par un coefficient nul. Dans ce cas, on considère que la théorie proposée n'a pas été validée, en tout cas sous la forme choisie, et compte tenu des données disponibles. Dans le cas inverse, la validation empirique ne clôt d'ailleurs pas le débat, ne serait-ce que parce que des schémas théoriques concurrents peuvent être simultanément validés.

Un résultat négatif peut être intéressant, par exemple dans une comparaison entre plusieurs pays ou différentes périodes : « ça marche » à tel endroit, ou à tel moment, mais pas à tel autre. Il n'est donc pas exclu d'exhiber de tels résultats qui ne sont pas dépourvus d'effets de connaissance. Ces règles élémentaires ne sont pas respectées, chaque fois que l'on estime possible de faire des variantes avec un modèle dont les principaux paramètres estimés sont dépourvus de significativité statistique.

L'équation de salaire et la détermination du chômage classique

Dans le modèle, le chômage « classique » est le sous-produit direct de l'existence d'un salaire minimum. Ce dernier empêche d'accéder au marché du travail des personnes dont le salaire potentiel est inférieur au salaire minimum, en vertu du postulat selon lequel le salaire est une mesure exacte de la productivité individuelle. Ces personnes sont inemployables parce qu'elles coûteraient plus à l'employeur (versement d'un Smic) que ce qu'ils leur rapporteraient (productivité inférieure au Smic).

Reste à estimer le salaire potentiel des non-employés. La méthode consiste à établir une courbe de salaire à partir des salariés actifs, puis à appliquer cette formule aux non-employés. Ceux pour qui le salaire potentiel ainsi calculé est inférieur au Smic sont alors réputés en chômage « classique ».

Remarquons au passage que ce modèle est parfaitement dissymétrique. Il postule en effet que les employeurs proposent toujours et partout le « bon » salaire. Les travailleurs qui ne l'acceptent pas sont des chômeurs volontaires, ou alors des salariés dont la productivité « ne vaut pas » le Smic. Mais on exclut par construction une situation symétrique où une partie des demandeurs d'emplois refuseraient des offres proposées à un niveau de salaire inférieur à celui auquel ils pourraient prétendre. Pourtant de nombreux travaux, dont ceux du Centre d'Etudes de l'Emploi, font état d'exigences disproportionnées des employeurs, qui contribuent d'ailleurs à expliquer une partie des « pénuries d'emplois » actuelles. Le modèle exclut par construction toute autre hypothèse en la matière qu'une stricte égalité entre salaire et productivité.

Les équations de salaires dépendent essentiellement de la trajectoire scolaire et professionnelle : âge de fin d'études, niveau de diplôme et durée d'activité professionnelle (« expérience »). Tout cela est classique, ainsi que la médiocre précision des résultats : *« si l'on prend un intervalle conventionnel de deux écarts-type de chaque côté de l'estimation centrale, le salaire d'un individu est connu à environ 60 % près. Cette marge d'erreur peut paraître considérable, mais elle est en fait d'un ordre de grandeur assez courant dans ce type d'estimation sur données individuelles »*.

Une bonne partie de cette marge d'erreur pourrait pourtant être réduite par l'introduction de variables sectorielles mais celle-ci est exclue par le postulat (nécessaire au modèle) selon lequel le salaire ne dépend que des caractéristiques de l'individu. Mais dans le cas considéré, l'imprécision détermine un intervalle de confiance spectaculaire : à hauteur d'un Smic net d'environ 5000 F, il va de 2000 F à 8000 F ! Il existe donc un flou considérable qui rend difficile le rapprochement entre le salaire ainsi estimé et le Smic, qui ne peut donc représenter cette ligne de démarcation absolue que postule le modèle.

Il est dès lors impossible d'établir de différenciation significative entre, d'un côté, le million de chômeurs peu qualifiés baptisés « classiques » et, de l'autre, le million de smicards qui ont un emploi. Par rapport aux smicards, les chômeurs classiques ne sont pas beaucoup moins pourvus en diplômes ou en expérience. Il existe des tests statistiques simples qui auraient pu trancher cette question avant même la mise en oeuvre d'un très lourd modèle statistique, et c'est une très grave faute de méthode de ne pas avoir procédé à cette vérification *a posteriori*.

Il est même possible d'introduire de ce point de vue une critique supplémentaire. Le coeur du modèle est constitué de deux grands tests qui, pour chaque individu, comparent son salaire (potentiel s'il n'a pas d'emploi) à son salaire de réserve, d'une part, au Smic, d'autre part. Cette double comparaison conduit à deux règles de classement simples (voir à nouveau le schéma 1). Le problème est que ces deux règles de comportement ne sont pas traitées de la même façon.

Dans le premier cas, le modèle (même s'il n'y parvient pas) cherche à tester un effet de seuil et détermine par balayage le niveau du seuil. Mais dans le second cas, le modèle prend le Smic comme seuil, et c'est par rapport à lui que le non-emploi « classique » est défini. Pour bien faire, le

modèle aurait dû se borner à postuler la présence d'un seuil, et à chercher à le déterminer, quitte à vérifier qu'il correspond effectivement au Smic. Tout laisse à penser que l'on aurait trouvé, là encore, un intervalle de confiance très large autour de ce seuil. Le choix qui a été fait constitue donc une véritable facilité, d'autant plus que l'on pourrait très bien envisager d'autres barrières, à d'autres niveaux que le Smic, dans certains secteurs. Cette simplification n'est pas neutre, car elle produit à nouveau une asymétrie fondamentale entre les individus et les entreprises. Le comportement des individus apparaît comme flou, tandis que celui des entreprises repose (par construction) sur une logique implacable. Ainsi, un individu dont le salaire potentiel est de 99 % du Smic ne pourra pas être employé, mais il pourra l'être si ce salaire potentiel atteint le Smic + 1 franc. Il y a là un biais consistant implicitement à attribuer aux entreprises une rationalité millimétrique, fondée sur la confiance absolue mise dans la mesure de la productivité individuelle. Une telle position constitue une nouvelle régression, même par rapport aux aménagements récents de la théorie néoclassique.

Mais il y a sans doute une raison plus opérationnelle à ce choix. Si, au lieu de tomber comme un couperet, la barrière du Smic apparaissait aussi « tremblée » que tous les autres résultats du modèle, la simulation d'une augmentation de 10 % du Smic sortirait encore plus des limites de l'épure. Mais c'est déjà une véritable gageure que de tester les effets d'une variation de 10 % du Smic avec un modèle qui ne détermine le salaire qu'à 60 % près

Les simulations de politique économique

Le chapeau de l'article le souligne d'entrée : « *une augmentation de 10 % du Smic détruirait environ 290 000 emplois, toujours à long terme* ». Il faut bien prendre la mesure d'une telle évaluation, qui est proprement extravagante. Une augmentation de 10 % du Smic représente un peu plus de 1 % d'augmentation du salaire moyen, et les suppressions d'emplois annoncées représentent environ 1,5 % de l'emploi total. Cette élasticité de 1,5 dépasse tous les plafonds théoriques et empiriques. L'effet du salaire sur l'emploi est un sujet de controverse chez les économistes qui a donné lieu à une abondante littérature, mais la barre n'avait jamais été placée aussi haut : le consensus (si consensus il y a) se situerait plutôt autour de 0,5.

Mais cet exercice est purement artificiel et tautologique. Si l'on baptise chômage « classique » le chômage qui résulte du Smic et si l'on imagine une suppression du Smic, alors on supprime cette partie du chômage. D'où l'importance de la critique menée plus haut quant à la non-identification de cet effet de seuil qui est plus une définition qu'un résultat du modèle. Admettons un instant la légitimité de cette « simulation », elle se heurte immédiatement à l'imprécision de l'estimation du salaire potentiel.

A y regarder de plus près, la démonstration se retourne même contre ses auteurs. Leur variante permet de vérifier que l'on trouve dans la plage de 10 % au dessus du Smic un nombre d'emplois équivalant à la moitié du chômage classique. Dans une première version de leur étude⁷, L&S présentaient un exercice encore plus radical, à savoir la suppression du Smic. Par définition, cette mesure résorbait tout le chômage « classique » et permettrait ainsi de créer 570 000 emplois nets. Une note en bas de page indiquait : « *les calculs des auteurs suggèrent qu'environ 250 000 emplois pourraient être créés en réduisant le coût du Smic de 10 %* ». On peut donc en inférer qu'une petite moitié du chômage classique se trouve dans une bande comprise environ entre 90 et 100 % du Smic et que cette population est difficile à distinguer des individus qui se trouvent entre 100 % et 110 % du Smic, dont les effectifs sont comparables.

⁷ Guy Laroque et Bernard Salanié, *Une décomposition du non-emploi en France*, document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques, G9911, septembre 1999. On peut noter que ce document ne figure pas sur le site de l'Insee, où il a été remplacé par un document de travail G9911b, qui ne parle plus de la suppression du Smic et est très proche de l'article finalement publié dans *Economie et statistique*.

De plus, le salaire affecté à chaque individu est connu à 60 % près, ce qui représente une marge d'incertitude six fois supérieure au déplacement que l'on opère sur le Smic. En réalité, le Smic bouge sans sortir de l'épaisseur du trait. Compte tenu de l'énorme intervalle de confiance qui existe aux limites de surfaces, les effets d'un déplacement de 10 % sont assortis d'une imprécision au moins comparable, de telle sorte que les 290 000 emplois perdus ou les 250 000 gagnés se trouvent au milieu d'une fourchette elle aussi très large. Il y a probablement 90 % de chances pour qu'une variation de 10 % du Smic ne modifie en rien la situation de l'emploi, même dans la logique du modèle. Cela revient à dire que le modèle ne sait pas dire pourquoi des individus dont les caractéristiques individuelles sont voisines se retrouvent plutôt au chômage qu'en emploi. Dès lors, la notion de chômage « classique » n'est pas corroborée dans le modèle, parce que les équations de salaires sont trop imprécises.

L'expulsion des contre-exemples

L'article annonce une décomposition du non-emploi en France. En réalité, les auteurs ne s'intéressent qu'à une fraction de la population de 25 à 49 ans, puisqu'ils laissent de côté : « *les ménages dont un des membres a plus de 55 ans (dont une proportion non négligeable est en préretraite) (...) ceux dont un des membres est travailleur indépendant ou employeur (...) les salariés employés qui travaillent à temps partiel (...) ceux qui déclarent un volume d'heures hebdomadaire inférieur à trente heures ou supérieur à cinquante (...) les fonctionnaires (...) les employeurs, les travailleurs indépendants, les stagiaires et les contrats aidés (...) le petit nombre d'employés qui déclarent un salaire horaire inférieur au salaire minimum* ».

L'échantillon extrait de l'enquête Emploi (29480 observations) ne représente donc que 9,6 millions de personnes sur une population de 25 à 49 ans qui en compte 21,3 millions⁸. La restriction du champ retenu pourrait être acceptable si elle était neutre par rapport aux hypothèses du modèle : or, c'est loin d'être le cas. Pour commencer, on laisse de côté près de 2 millions de jeunes de 20 à 24 ans, et 5 millions de « seniors » de 50 à 64 ans, soit 27 % de la population active (voir tableau 2)

Tableau 2. Population de 20 ans et plus.

	Population totale (1)	Population active (2)	Taux d'activité (2)/(1)en %
20-24 ans	3 815 000	1 892 000	49,6
25-49 ans	21 310 000	18 467 000	86,7
50-64 ans	8 873 000	4 816 000	54,3
65 ans et +	9 094 000	136 000	1,5
Total 20 ans et +	43 092 000	25 311 000	58,7

Source : INSEE, enquête Emploi mars1997

En ce qui concerne cette dernière catégorie, l'argument avancé consiste à rappeler que l'Enquête emploi ne fournit « *aucune information sur les pensions de retraites, les préretraites et les revenus non salariaux* ». C'est effectivement très gênant et cela veut peut-être dire que la source n'est pas adaptée à l'exercice. Modéliser la préretraite, c'est sans doute compliqué, surtout si les comportements n'obéissent pas à des arbitrages entre salaire de réserve et salaire potentiel. Mais faut-il tronquer la réalité pour la rendre adéquate au modèle, ou changer le modèle ? En tout cas, la mise à l'écart de cette catégorie de population n'est pas neutre : ce sont 5 millions de contre-exemples potentiels qui disparaissent. On pourrait faire le même genre de remarque sur les jeunes, dont la qualification est supérieure à celle de leurs aînés pour des salaires dévalués.

⁸ et non 16,8 millions, comme l'indique à tort l'encadré 1 de L&S.

Mais la catégorie la plus critique, parmi celles qui sont laissées de côté, est assurément celle du temps partiel. Quelques chiffres illustrent l'ampleur de la question : en mars 1997, l'enquête emploi décomptait 3,7 millions d'actifs occupés à temps partiel, dont 3 millions de femmes. La situation des femmes de 25 à 49 ans est résumée dans le tableau 3 ci-dessous.

Les auteurs laissent donc de côté un cinquième des femmes de la tranche d'âge considérée avec l'explication suivante : « *le temps partiel en France est souvent imposé par l'employeur et subi par l'employé. La modélisation du nombre d'heures de travail désiré - complexe en elle-même - serait particulièrement difficile à valider sur les résultats de l'enquête* ». Il y a là une nouvelle facilité qui pose un problème majeur. L&S découvrent, mais seulement dans le cas du temps partiel qui les gêne, que les employeurs sont en mesure d'imposer des choses aux salariés, alors que tout le modèle repose sur le postulat inverse.

Tableau 3. Les femmes de 25 à 49 ans.

inactives	2 346 000	21,8 %
chômage	1 122 000	10,5 %
temps partiel	2 179 000	20,3 %
temps plein	5 091 000	47,4 %
total	10 738 000	100,0 %

Source : INSEE, enquête Emploi mars 1997

On a vu que la modélisation du comportement d'activité des femmes joue un rôle absolument central dans le calibrage du non-emploi volontaire. L'examen porte sur un ensemble composé de 2,3 millions de femmes « au foyer » et de 1,1 million de chômeuses, et il conduit à des résultats d'une très grande imprécision. On imagine la perturbation qu'aurait représentée la prise en compte des 2,2 millions de femmes (de 25 à 49 ans) qui occupent un emploi à temps partiel. Or, c'est justement dans cette catégorie que l'on trouve l'un des principaux contre-exemples au discours sur les trappes à pauvreté. Quel intérêt ont en effet des femmes à accepter un demi-Smic plutôt que de se contenter des revenus de remplacement ? L'examen du rôle de l'Ape (Allocation Parentale d'Education) montre le rôle fortement désincitatif d'une telle allocation et rend encore plus difficile la compréhension du comportement des femmes à temps partiel à partir de ce type de considérations.

Les explications techniques avancées pour justifier cette mise à l'écart ne sont pas convaincantes. Si « *la modélisation du nombre d'heures de travail désiré serait particulièrement difficile à valider sur les résultats de l'enquête* » ce n'est pas principalement en raison de l'imprécision des données, puisque l'Enquête emploi fournit des données précises sur le temps partiel. C'est le cadre théorique du modèle qui ne convient pas.

En outre, le cas du temps partiel remet en cause le principe du modèle consistant à classer un individu dans une catégorie et une seule. Par définition, les femmes employées à temps partiel sont à cheval sur les catégories d'emploi et de non-emploi et représentent de ce fait 2,2 millions d'observations indécidables, auxquelles on doit rajouter les 367 000 hommes de 25 à 49 ans occupant un emploi à temps partiel). A quel genre de non-emploi doit-on ensuite les rattacher pendant les heures de la journée où ces personnes ne travaillent pas ? Non-emploi volontaire ? Mais pourquoi accepteraient-elles un demi-Smic durant les heures où elles travaillent et pas le reste du temps ? Non-emploi classique ? Mais il faudrait démontrer qu'elles sont suffisamment « productives » durant une demi-journée, mais trop coûteuses le reste du temps ? On comprend décidément l'intérêt qu'il y avait (pour le modèle) à mettre de côté ce cas particulier.

Ces procédures d'exclusion donnent à l'échantillon finalement utilisé une allure curieuse. Il comporte en effet 3514 femmes en couple pour 4172 hommes en couple. Ces « couples » sont donc composés en moyenne d'un homme et de 0,84 femme, alors que la proportion est d'un

homme et de 1,01 femme pour l'ensemble de la population de 25-49 ans. C'est une autre manière d'illustrer le biais introduit par l'expulsion du temps partiel, qui rend l'échantillon décidément bancal.

Une autre question qui mérite d'être évoquée est de savoir pourquoi il existe des courbes de salaires différentes selon le sexe et la position matrimoniale. Par exemple, les femmes en couple obtiennent des salaires inférieurs de 20 % à ceux des autres catégories, hommes mais aussi femmes seules. Dans la logique du modèle, une telle différence reflète forcément une différence de productivité. Celle des femmes devrait pourtant être équivalente, qu'elles vivent en couple ou non, à moins de postuler que la vie en couple dégrade la qualification professionnelle des femmes. Faut-il y voir l'effet de la « double journée de travail » et de la charge des tâches ménagères ? Mais les femmes seules sont souvent en charge d'enfants au sein de « familles monoparentales » et même de ce point de vue utilitariste, la différence ne s'explique pas.

Eloge de la parcimonie méthodologique

La force d'un modèle comme celui de L&S réside dans une alchimie particulière qui procède en trois temps :

- premier temps : un cadre de représentation simple ;
- second temps : la mise en oeuvre de techniques statistiques lourdes et complexes ;
- troisième temps : la production de chiffres chocs.

Il y a là une habile dialectique où le degré élevé de technicité des instruments utilisés vient valider doublement l'idée simple de départ. D'une part, elle n'était pas si simple puisqu'elle peut servir d'hypothèse de travail à un modèle « scientifique ». D'autre part, cette idée simple est opérationnelle puisqu'elle débouche sur des estimations précises (46 % des chômeurs le sont volontairement). Ce passage par la modélisation vient donc conférer une légitimité de rang supérieur à des propos consistant par exemple à affirmer qu'un chômeur sur deux est un tire-au-flanc.

Il n'est donc pas inutile de court-circuiter cette chaîne de production en montrant qu'une approche naïve conduit à des évaluations voisines de celles d'un modèle très lourd à manier. Il suffit en effet d'une consultation rapide des tableaux de l'Enquête Emploi pour obtenir la ventilation suivante de la tranche d'âge des 25-49 ans.

Tableau 4. L'autre décomposition.

emploi	16 346 000
inactifs	2 844 000
chômage	2 120 000
total	21 310 000

Source : INSEE, enquête Emploi mars1997

Le non-emploi représente 4964 milliers de personnes (2844 pour les inactifs, 2120 pour les chômeurs). La part des inactifs est de 57 % (2844 sur 4964 milliers), soit exactement la proportion trouvée par L&S pour le non-emploi volontaire. Distinguons ensuite, parmi les chômeurs, la proportion de non qualifiés. Nous les définissons comme les personnes n'ayant aucun diplôme ou CEP ou le seul BEPC. Sur les 2120 chômeurs de 25 à 49 ans, 964 milliers sont non qualifiés, soit 45,5 %. Au total, nous obtenons la décomposition suivante que l'on peut comparer à celle de L&S.

Tableau 5. D'une décomposition à l'autre.

inactifs	57,3 %	non-emploi volontaire	57,0 %
chômeurs non qualifiés	19,4 %	non-emploi classique	19,6 %
chômeurs qualifiés	23,3 %	autre non-emploi	23,4 %

Sources : INSEE, enquête Emploi mars1997 ; Laroque & Salanié, 2000.

En dépit des différences de champ et de catégories, il nous semble que cette curieuse proximité ne doit rien au hasard. Elle révèle l'effet d'attraction des trois situations typées de la colonne de gauche sur les catégories hybrides de la colonne de droite qui additionnent de force des chômeurs et des inactifs. Cet amalgame n'est possible que parce que L&S décident, par le découpage de leurs catégories, d'attribuer de force les caractéristiques des inactifs à l'ensemble des « volontaires », celles des chômeurs non qualifiés aux « classiques », et enfin celles des chômeurs qualifiés aux « autres ». Rien n'empêchait a priori L&S de dédoubler en inactifs et chômeurs chacune de leurs catégories, sinon le risque de voir certaines d'entre elles s'évaporer par manque de consistance identifiable. L'immersion d'une partie des chômeurs dans les inactifs, et d'une autre dans les actifs, est le pendant méthodologique de la mise hors champ des catégories embarrassantes.

L&S ont choisi d'innover en regroupant dans la même catégorie de non-emploi des inactifs et des chômeurs et en privilégiant un découpage en femmes et hommes, en couple ou pas. C'est évidemment leur droit le plus strict d'avancer une telle typologie, mais ce droit est assorti d'une obligation, celle de vérifier après coup si ce choix est conforté par les résultats obtenus. Or, il est assez frappant de constater que cette question n'est même pas posée. Il aurait pourtant été facile et intéressant de vérifier *a posteriori* la pertinence de ces hypothèses en comparant, à l'intérieur de chaque regroupement, les caractéristiques des inactifs et des chômeurs.

Le chômage, c'est les autres

La simulation sur le Smic révèle un autre gros problème du modèle, autrement dit le fait qu'il n'est pas clos, sans même parler d'un « bouclage macro » via des effets de demande qui sont ignorés. Que se passe-t-il en effet quand on déplace le Smic vers la gauche ou la droite ? Cela revient à déplacer la frontière entre deux zones, celle du non-emploi « classique » à gauche du Smic et celle de l'emploi et de l'« autre » non-emploi à droite. On fait donc passer les individus d'une zone à l'autre, ce qui est parfaitement cohérent avec la logique du modèle. Ainsi, dans la version préliminaire de l'étude, la suppression du Smic conduit au bilan retracé dans le tableau 6

Tableau 6. La suppression du Smic.

non-emploi « volontaire »	0
non-emploi « classique »	- 650 000
autre non-emploi	+ 80 000
emploi	+ 570 000

Source : Laroque & Salanié, 1999.

Le non-emploi volontaire n'est pas affecté par la suppression du Smic, le non-emploi classique est par définition supprimé, et se transforme pour l'essentiel en emploi. Mais pourquoi, les chômeurs classiques ne se transforment-ils pas plutôt en « autres » chômeurs ? Qu'est-ce qui, dans le modèle, permet de faire le partage entre emploi et « autre » non-emploi, rassemblés depuis le départ en une seule et même catégorie indistincte ? La réponse se trouve dans l'utilisation du « facteur P » qui désigne la probabilité de se retrouver malgré tout au chômage, si l'on n'est ni « volontaire » ni « classique ». Lors des simulations, « *on suppose aussi que reste inchangée la situation macro-économique, qui détermine la probabilité de l'autre non-emploi* ». Autrement dit, les chômeurs classiques libérés du Smic se ventilent entre emploi et chômage dans la même proportion que l'ensemble des individus. Mais cette hypothèse est absolument illégitime, parce qu'elle suppose un réservoir d'emplois inépuisable.

Mars 1997 forever

Les auteurs insistent (« *ce point est extrêmement important* ») pour dire que leur modèle est un modèle « *de long terme* » dont les résultats doivent être interprétés « *à un horizon de l'ordre de cinq à dix ans* ». S'agissant d'un modèle estimé sur les seules données de l'enquête Emploi de mars 1997, cette prétention peut sembler étonnante. D'habitude, les économistes définissent le long terme par l'épuisement de tous les effets de retard, d'ajustement, de diffusion. Mais ces effets reposent sur une analyse temporelle des variables, qui est exclue par le choix de travailler sur une seule enquête. Celle-ci ne donne qu'un instantané, qui est le contraire du long terme.

C'est que L&S ont du long terme une curieuse conception, que leur traitement de la diffusion d'une hausse du Smic permet d'illustrer. Personne ne conteste cet effet de diffusion, mais pour L&S il s'agirait là d'un effet de court terme : « *en se plaçant dans une perspective de long terme, on suppose que ce phénomène de diffusion peut être négligé* ». Autrement dit, une hausse du Smic se diffuserait pendant une année ou deux puis cette diffusion serait peu à peu annulée : à long terme, on aurait un Smic supérieur de 10 % mais le salaires égaux à 1,11 fois le Smic n'auraient pas bougé !

Cette curieuse conception est cependant indispensable à l'utilisation du modèle, car il faut que seule la frontière établie par le Smic se déplace. Mais cette hypothèse joue un rôle décisif et normatif lorsqu'on envisage la suppression du Smic ou sa baisse sensible. Pour que tout se passe bien, il faut que la courbe de salaire ne se déplace pas. Si le Smic était supprimé, on imagine mal que l'ensemble de la courbe de salaire ne soit pas tirée vers le bas, avec le risque de remplacer, dans le modèle de L&S, du non-emploi « classique » par du non-emploi « volontaire » si les bas salaires deviennent décidément trop bas. C'est bien pour cette raison que L&S adoptent l'hypothèse inverse : « *on supposera toujours que la distribution des coûts du travail que les entreprises sont prêtes à payer reste inchangée dans ces simulations* ». Bref, l'hypothèse sur la non-diffusion d'une modification ou d'une suppression du Smic est une hypothèse ad hoc qui apparaît comme parfaitement illégitime parce qu'elle entre en contradiction avec la logique interne du modèle.

Cette hypothèse n'empêche d'ailleurs pas que les simulations fassent apparaître un paradoxe apparent, qui est la disparition des trappes. On a vu que les auteurs n'ont pas ménagé leurs efforts pour évaluer et gonfler ces trappes au moyen d'une modélisation hasardeuse de la réglementation. Mais tout cela ne sert à rien, et aucune simulation portant sur les revenus de remplacement n'est même présentée. Que dit le modèle de l'effet sur le non-emploi dit « volontaire » d'une réduction de la trappe à inactivité, autrement dit d'un accroissement de l'écart entre revenu sans emploi et revenu avec emploi ? Rien directement, mais un peu quand même, en creux. Il y a en effet deux moyens de réduire la trappe à inactivité : soit on baisse les minima sociaux, soit on augmente le Smic.

Certes, les néo-libéraux n'envisagent que la première solution, mais une augmentation du Smic accroît l'intérêt de prendre un emploi et devrait donc faire reculer le non-emploi « volontaire ». Or, la variante +10 % de Smic (qui équivaut quand même à un supplément de revenu de 500 F par mois dans une zone de bas revenus) ne fait rien apparaître de tel : le non-emploi volontaire recule de seulement 10 000, par rapport aux 290 000 suppressions nettes d'emploi (tableau 7). Cette inertie du non-emploi volontaire est troublante : une augmentation du SMIC équivalant à plus de 20 % du Rmi ne suffit pas à débloquent l'effet de trappe. En réalité, ce résultat permet de mettre le doigt sur le fonctionnement très particulier du modèle : la hausse du Smic ne peut avoir d'effet d'appel sur le non-emploi volontaire, parce que les candidats potentiels basculent immédiatement dans le chômage classique, puisqu'il s'agit par définition de bas niveaux de productivité. Il n'en reste pas moins que L&S ne vont pas au bout de leur propre logique, en ne proposant pas de variante avec réduction du Rmi.

Tableau 7. Une hausse de 10 % du Smic.

non-emploi « volontaire »	- 10 000
non-emploi « classique »	+ 340 000
autre non-emploi	- 40 000
emploi	- 290 000

Source : Laroque & Salanié, 2000.

Le flou et la trajectoire

On a vu que l'une des faiblesses majeures de la décomposition proposée provient du repérage du non-emploi volontaire, surdéterminé par la non-activité. Cependant, cette critique ne revient pas forcément à nier toute influence d'un calcul comparant le revenu hors emploi et le revenu avec emploi. Par exemple, l'institution de l'Ape (allocation parentale d'éducation) et surtout son extension au second enfant a fait significativement baissé le taux d'activité des femmes concernées. On a pu estimer à 150 000 les femmes qui se sont ainsi retirées du marché du travail⁹. Mais il s'agit là d'une observation chronologique directe (et soigneuse) de cette catégorie et non pas des résultats d'un modèle.

De manière plus générale, les remarques développées jusqu'ici définissent une critique interne, en ce sens qu'elle ne remet pas en cause le cadre théorique de départ mais seulement sa cohérence et sa traduction opérationnelle. Indépendamment du fait de savoir si ce cadre théorique est satisfaisant, force est de constater qu'il ne tient pas ses promesses. Le classement du non-emploi proposé n'est pas fiable et les exercices de simulation se déroulent en dehors de la zone de vraisemblance du modèle. Mais le fait que le modèle échoue à remplir ses objectifs conduit rétroactivement à remettre en question ses fondements théoriques. Cet échec indique, en creux, ce qu'il faudrait faire pour mieux repérer les différentes dimensions du chômage.

En exergue de leurs articles, les auteurs citent Darwin : « *Grande est notre faute, si la misère de nos pauvres découle non pas de lois naturelles, mais de nos institutions* ». Mais ils s'exposent malgré tout au reproche d'avoir adopté une posture pré-darwinienne. Ils s'emploient en effet à cataloguer les individus qu'ils observent, mais oublient qu'à la différence d'insectes épinglés et rangés par espèces, il s'agit d'individus qui vivent en société et font des projets. Leurs choix ne peuvent donc être rapportés à une procédure unidimensionnelle ni circonscrite à un horizon instantané. Il n'est donc pas possible non plus d'oublier que les frontières entre les catégories de chômage sont essentiellement floues et mouvantes. On ne peut donc décider a priori que chaque individu peut être rangé dans une catégorie et une seule, ni considérer ce classement comme définitif.

Même dans le monde de L&S, les catégories du non-emploi «classique » et du non-emploi « volontaire » ne sont d'ailleurs pas aussi disjointes qu'il y paraît. Un individu « inemployable » à cause du Smic peut très bien être aussi en non-emploi « volontaire » : il lui suffit d'être convaincu qu'il serait vain de se porter sur le marché du travail. Le modèle ignore par construction le phénomène bien connu des macro-économistes (qu'ils ont baptisé effet de « flexion »), qui fait que les frontières de la population active se déplacent en fonction de la conjoncture économique. C'est aussi à l'Insee qu'a été choisi le terme de « halo » pour désigner la zone mouvante entre le chômage et l'emploi ; et même à l'Ocde, on a travaillé sur la catégorie de « travailleurs découragés ».

Les limites des catégories sont floues, mais les individus passent de l'une à l'autre, au gré des projets qu'ils choisissent de mener, et de leurs trajectoires. C'est le domaine de prédilection des études longitudinales qui consistent à suivre ces individus d'une période à l'autre. Reprendre un

⁹ Thomas Piketty, « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Economie et prévision* n°132-133, 1998.

emploi, même à temps partiel, permet souvent d'améliorer son « employabilité » tout en évitant la déqualification liée à un séjour prolongé dans le chômage. De même sortir du RMI vers l'emploi permet, par la cotisation sociale, d'accumuler des droits sociaux (à indemnisation du chômage, à retraite) qui rendent d'autant plus attractive la reprise d'emploi. Tous ces effets de court, moyen ou long terme sont néanmoins écartés pour les besoins de la démonstration. En choisissant une méthodologie où chaque individu est rangé dans une catégorie, et pour longtemps, le modèle de L&S se prive d'entrée de ce type d'approche.

Cette évidente faiblesse n'est pas évacuée par une référence artificielle au « long terme », qui ne résiste pas à trois ans de bonne conjoncture. Entre l'enquête Emploi de 1997 et la dernière disponible, celle de 2000, environ un million d'emplois ont été créés, et nombre d'entre eux sont issus de l'inactivité, autrement dit du non-emploi volontaire. Cette observation constitue une réfutation pratique, et à court terme, du modèle de L&S. Dans ce modèle, en effet, il n'y a au fond qu'un seul moyen de créer des emplois, c'est de baisser le Smic et/ou les revenus de remplacement. Or ceux-ci ont évolué à peu près comme l'ensemble des salaires entre 1997 et 2000, ce qui rend incompréhensible les créations d'emplois sur cette période.

C'est donc le « facteur P » qui a bougé, pour des raisons qui échappent totalement au modèle. Cette évolution vient souligner l'erreur de méthode initiale qui consiste à distinguer plusieurs formes de chômage, différentes et imperméables, et à y adjoindre une catégorie résiduelle fourre-tout, baptisée « autre ». Ce montage présente de nombreuses faiblesses dès qu'on raisonne en dynamique. L'une d'entre elles est d'ignorer les effets de champ sur les simulations : les emplois détruits ou créés sont-ils forcément des emplois de 25-49 ans dans le privé et à temps complet, tout le reste étant inerte ? Et l'intérim ? Et la réduction du temps de travail ? Et la montée régulière du temps partiel ? Tout cela est rejeté dans l'en-dehors du modèle, et si l'on insiste trop, ses auteurs ont vite fait de se retirer superbement sur les hauteurs du « long terme ». On pourrait même les y accompagner et leur demander de quoi dépend, dans ce long terme, l'évolution de la productivité du travail.

Ces remarques ne seront pas pleinement développées ici, parce que notre critique ne porte pas sur les conclusions du modèle, mais sur ses hypothèses ; non pas sur le constat mais sur la méthode suivie pour l'établir ; non sur le principe de simulations sur le Smic, mais sur leur fiabilité. Notre critique n'est pas non plus déclenchée par le recours à des méthodes économétriques et pour bien le montrer, nous renverrons à un article paru dans une revue qui fait autorité et qui donne, sur le même sujet, un exemple de ce que peut être un essai rigoureux de quantification, à la fois modeste et brillant¹⁰.

L'objectivité de la critique ne doit pas nous conduire à oublier que, derrière les fautes de méthode, se cache une représentation étriquée de la société. Celle-ci est conçue comme une collection d'individus assimilés à des calechettes absolument dépourvues de toute aspiration sociale. Cette vision du monde interdit de comprendre pourquoi l'acceptation d'un emploi mal payé - irrationnelle du point de vue d'un calcul économique immédiat - peut être la condition nécessaire d'une insertion ultérieure ou une manière d'accéder à un minimum de dignité. Même en acceptant la logique des « trappes », la vraie question est peut-être aujourd'hui de savoir pourquoi tant de personnes acceptent de travailler pour de très bas salaires. Il y a là finalement quelque chose de rassurant, puisque c'est au fond le déficit éthique du modèle qui est au fondement de la piètre qualité de ses résultats.

¹⁰ Stephen R.G.Jones & W.Craig Riddell, « The measurement of unemployment: an empirical approach », *Econometrica*, vol.67, janvier 1999, pp.147-162.