### QU'A-T-ON APPRIS SUR LE LIEN SALAIRE-EMPLOI, GRÂCE AUX DÉBATS SUR LES POLITIQUES DE L'EMPLOI ?<sup>1</sup>

Christine ERHEL<sup>2</sup>, Jérôme GAUTIÉ<sup>3</sup>, Bernard GAZIER<sup>4</sup>

Cahiers d'économie politique, n°34, 1999

#### Résumé

L'action sur le coût du travail constitue un mode d'intervention important —si ce n'est dominant- des mesures de politique de l'emploi. La relation entre le salaire/coût du travail et l'emploi peut donc être envisagée au travers des analyses et résultats issus de l'évaluation des politiques actives de l'emploi. Sur la base d'une synthèse des travaux existants, cette contribution envisage successivement les études d'impact micro- et macro-économique des mesures, en insistant sur les méthodologies sous-jacentes, qui conditionnent l'interprétation et la validité des enchaînements testés. On retiendra principalement que l'action sur le coût peut avoir une certaine efficacité en termes de création d'emplois, mais limitée, et dépendante du contenu de la mesure (subvention pure ou dispositif comprenant une formation; ciblage). Au niveau macro-économique, on peut retenir des études existantes l'idée que les politiques actives de l'emploi ont dans leur ensemble un effet de modération salariale, sauf dans le cas où le taux de chômage est faible, et en présence de mesures faiblement ciblées (cas suédois jusqu'à la fin des années quatre-vingts).

### Abstract: What is the contribution of the debates about labour market policy to the analysis of the link between wages and employment?

A large number of labour market policy programmes rely on the reduction of labour costs. Therefore the link between wage/labour costs on the one hand, and employment on the other hand, can be analyzed through the results stemming from active labour market policy evaluation. On the ground of a survey of existing studies, this contribution presents successively micro- and macroeconomic impact studies. It focuses on the methodological debates in this field, that are necessary to the understanding and interpretation of the results. The main conclusion would be that reducing labour costs through various types of subsidies might be efficient in terms of job creations, but in a limited proportion, the extent of which is dependent on the content of the programme (pure job subsidy, or comprehensive programme including training; targeting). At the macro level, one can state, on the basis of econometric studies, that active labour market policies considered as a whole have a wage

<sup>1.</sup> Nous remercions André Zylberberg pour ses remarques. Nous restons évidemment entièrement responsables des erreurs et opinions contenues dans ce texte.

<sup>2.</sup> METIS, Université Paris 1 et CNRS. erhel@univ-paris1.fr.

<sup>3.</sup> École Normale Supérieure et Centre d'Études de l'Emploi. jerome.gaurié@ens.fr.

<sup>4.</sup> METIS, Université Paris 1 et CNRS. gazier@univ-paris1.fr.

moderation effect, except in the context of low unemployment, and weakly targeted programmes (this corresponds to the Swedish case until the end of the eighties).

**Classification JEL**: C20, C30, E240, J380, J680

#### Introduction

L'évolution actuelle des politiques de l'emploi met de plus en plus en évidence les liens entre salaire et emploi. Qu'il s'agisse des trente-cinq heures compensées ou non, des subventions centrées sur les salariés à faible qualification, ou encore de l'"activation" des mesures "passives": on voit bien que tant du côté des entreprises que du côté des candidats salariés la tendance voire la priorité des pouvoirs publics est de rendre rentable le fait de travailler ou d'embaucher. Ces tendances toutefois ne s'expriment pas toujours, tant s'en faut, sur fond de consensus : et les trois exemples que nous venons de citer correspondent dans notre pays à trois débats sur les politiques de l'emploi, nourris de nombreux travaux tant théoriques qu'empiriques, au sein desquels s'expriment bien des positions divergentes.

Les « politiques de l'emploi » au sens large recouvrent un champ très vaste. Nous avons choisi de nous en tenir aux seules mesures relevant de *la politique active de l'emploi* selon la nomenclature de l'OCDE. Ces dernières peuvent être classées selon les variables fondamentales du marché qu'elles affectent :

- les prix et les revenus/coûts qu'ils occasionnent (salaires, par exemple via les subventions et les indemnisations);
- les volumes (quantités d'emplois disponibles et de salariés présents sur le marché), par exemple via les emplois publics ou les préretraites (qui retirent des candidats à l'emploi);
- et les qualités (niveaux et adéquation des qualifications offertes et demandées), par exemple via un programme de formation.

Ajoutons enfin les programmes qui visent à rapprocher offreurs et demandeurs, et améliorer la circulation des informations sur le marché. Il est clair qu'une même mesure peut parfaitement affecter simultanément plusieurs variables.

Parmi les interventions des pouvoirs publics sur le coût du travail, s'en tenir aux seules politiques actives de l'emploi amène à se limiter à l'étude des subventions à l'emploi<sup>5</sup>. Ces dernières se différencient des mesures fiscales d'abaissement du coût du travail en ce qu'elles sont généralement temporaires et ciblées sur certaines entreprises, et/ou certaines catégories de travailleurs, et/ou certaines zones géographiques. Nous ne retiendrons donc pas ici les mesures de

<sup>5.</sup> Pour une synthèse plus large, cf. Gautié (1998).

réduction du "coin fiscal" qui, dans de nombreux pays dont la France prennent une place croissante<sup>6</sup>. De même ne seront pas évoquées ici les mesures d'ordre réglementaire qui peuvent affecter le coût du travail, au premier rang desquelles les modifications du salaire minimum dans les pays où ce dernier est fixé par les pouvoirs publics.

Pour essayer de déterminer dans quelle mesure l'étude des politiques de l'emploi (au sens restreint ici retenu) peut éclairer le lien salaire-emploi, on privilégiera les débats d'évaluation, en insistant sur les méthodologies qui les soustendent. De ce point de vue, on distinguera de manière très traditionnelle les évaluations micro et macro<sup>7</sup>. Au niveau micro, on évoquera d'abord brièvement l'évaluation directe des subventions à l'emploi, avant d'introduire des éléments sur les trajectoires des bénéficiaires, et au niveau macro on présentera les rares évaluations directes des effets des subventions, avant de présenter les liens entre politiques de l'emploi et pression salariale. Compte tenu de l'ampleur de la littérature évaluant les politiques de l'emploi, on a choisi de présenter les évaluations micro centrées sur le cas français, en introduisant quelques références sélectives à des études étrangères, et d'ouvrir largement sur les travaux étrangers dans le cas des évaluations macro-économiques des politiques de l'emploi dans leur ensemble.

#### Encadré : les différentes modalités de subventions à l'emploi

Les formes des subventions sont très diverses (cf. Gautié, Gazier, Silvera (1994) pour une comparaison européenne). Les subventions au maintien de l'emploi ont pour objectif d'éviter les licenciements, en accordant par exemple une aide financière proportionnelle aux nombres de personnes qui seraient licenciées sans elle. Elles se différencient des subventions à la création d'emploi, beaucoup plus fréquentes. Une subvention peut être générale (elle porte sur l'ensemble des salariés) ou marginale (elle ne concerne que les nouvelles embauches). Dans ce dernier cas, elle peut être assortie de conditions de maintien de l'emploi existant et/ou des emplois nouvellement créés et bénéficiant de l'aide. Une subvention est pure si elle ne s'accompagne d'aucune contrepartie en formation - elle peut être qualifiée de « mixte » dans le cas contraire (Gautié et alii, op.cité)<sup>8</sup>. Une autre distinction renvoie à la forme de l'aide financière : prise en charge directe d'une

<sup>6.</sup> Cf. Gautié (1998), chapitre 4.

<sup>7.</sup> La distinction micro-macro renvoie classiquement à la nature des données utilisées (données individuelles d'entreprise ou de bénéficiaires, versus données globales en coupe instantanée ou temporelles). Cette distinction est cependant ambiguë analytiquement : l'opposition des effets directs/indirects, souvent utilisée, ne recouvre que partiellement la distinction entre analyse en équilibre partiel/ analyse en équilibre général.

<sup>8.</sup> Ainsi, en France, les "emplois aidés" dans le secteur marchand comprennent les contrats en alternance destinés aux jeunes (Contrat de Qualification - CQ, Contrat d'Adaptation, CA, contrat d'apprentissage - DARES (1997)).

partie du salaire, prime forfaitaire à l'embauche, abattement fiscal, exonération de cotisations sociales, ou de façon plus indirecte, autorisation de rémunérer en dessous du salaire minimum ou conventionnel - un même dispositif pouvant allier plusieurs incitations. Le montant de la subvention peut être lui-même très variable (il a pu atteindre jusqu'à 80 % du coût du travail pour certains dispositifs en Suède et en Allemagne). Enfin, la sélectivité est un dernier aspect essentiel d'une subvention. Les publics ciblés sont généralement les jeunes, les chômeurs de longue durée et les handicapés.

Au-delà des subventions à l'emploi, une façon indirecte de réduire le coût du travail est de favoriser la flexibilité à la baisse du salaire en accordant une subvention aux salariés, pour qu'ils acceptent des emplois peu rémunérés. Ce type de subvention a été particulièrement utilisé au Royaume-Uni depuis le début des années quatre-vingts<sup>9</sup>. Alors que les subventions à l'emploi traditionnelles s'inscrivent dans une logique de « compensation » (les pouvoirs publics prennent en charge l'écart supposé entre le coût du travail et la productivité du salarié), les subventions aux salariés s'inscrivent dans une logique de « flexibilisation » (les pouvoirs publics cherchent à promouvoir l'ajustement à la baisse des salaires en amenant progressivement les individus à réduire leur salaire de réservation) - Gautié, Gazier, Silvera, op. cit.<sup>10</sup>.

#### I- LES ÉVALUATIONS D'ORDRE MICRO-ÉCONOMIQUE

Les évaluations d'ordre micro-économique se focalisent généralement sur les créations directes d'emploi entraînées par la mesure étudiée au niveau des entreprises qui recourent à cette dernière. L'effet direct sur l'emploi découle de la modification des décisions d'embauche des entreprises - en volume et en structure - due à la prise en compte des avantages financiers (ou autres) associés à la mesure (1). Cependant, l'étude de la trajectoire des individus bénéficiaires d'une mesure de subvention, bien que partant d'un autre point de vue, peut, elle aussi, contribuer à éclairer le lien salaire-emploi (2).

<sup>9.</sup> Ainsi par exemple, dans le cadre du *Jobstart Allowance*, en vigueur de 1986 à 1991, un chômeur de longue durée acceptant un emploi rémunéré au plus 90 livres par semaine se voyait accorder une allocation de 20 livres par semaine pendant six mois.

<sup>10.</sup> Au-delà de simples subventions temporaires, l'aide au salarié peut prendre la forme d'un dispositif fiscal. Elle s'inscrit alors dans la double logique de flexibilisation et de compensation, son objectif étant d'augmenter l'emploi (en permettant au salaire de s'ajuster librement à la baisse) sans augmenter la pauvreté (les pouvoirs publics compensant le manque à gagner en accordant une aide au salarié) et/ou la désincitation au travail. L'intervention publique peut être "ex ante" (octroi d'une dotation initiale inconditionnelle, ou encore "allocation universelle") ou "ex post" (sous forme d'un impôt négatif). Si aucun pays occidental n'a institué, jusqu'à aujourd'hui, une allocation universelle au niveau national, l'Earned Income Tax Credit américain offre en revanche l'exemple d'un type d'impôt négatif appliqué à grande échelle.

#### 1- Les effets nets sur l'emploi des subventions

Comme le rappellent Gaudemet et Walliser (1983), « la mesure de l'efficacité micro-économique repose sur la capacité à distinguer ce qui, dans le comportement des agents, provient de ses tendances spontanées ou de l'évolution tendancielle de son environnement, et ce qui résulte des interventions publiques analysées ». Pour essayer de déterminer les répercussions d'une subvention sur le niveau d'embauche des entreprises, deux méthodes sont envisageables : une méthode fondée sur un calibrage à partir d'élasticités, et une méthode empirique basée sur des enquêtes auprès des entreprises. Cette dernière se focalise sur la mesure des effets de déperdition.

Pour essayer de déterminer combien d'emplois vont être effectivement créés par une entreprise qui recourt à une mesure, on peut recourir à un « calibrage » : on calcule la baisse du coût du travail entraîné par la mesure, et on lui applique une élasticité tirée des travaux économétriques évoqués par Legendre (1998). Cette méthode soulève plusieurs difficultés.

D'une part, il n'est pas sûr que l'on dispose de travaux permettant de connaître l'élasticité de l'emploi au salaire des catégories particulières concernées (jeunes peu diplômés, chômeurs de longue durée...).

D'autre part, si le recours à une élasticité de long terme de la demande de travail à son coût peut se justifier pour l'analyse d'une modification permanente du coût d'un facteur de production (et donc pour l'étude d'une réduction du coin fiscal), il semble plus problématique pour étudier un changement de coût temporaire et ciblé sur des catégories particulières de main-d'œuvre, dont on ne connaît pas forcément l'élasticité de court terme de l'emploi au salaire (comme c'est le cas des subventions à l'emploi).

Enfin, la méthode par calibrage s'attache seulement à l'avantage financier direct associé à la mesure - montant de la subvention et/ou de l'exonération -, sans pouvoir estimer les coûts indirects, qui lui sont associés (formalités administratives qui peuvent être relativement lourdes) ou, symétriquement, les avantages (comme par exemple, le fait que la mesure permette d'avoir recours à un contrat de travail plus flexible). Il faudrait pouvoir estimer l'abaissement du coût du travail net des ces coûts/avantages annexes. Cependant, même dans le cas où l'évaluateur est capable de faire ce calcul, il n'est pas sûr qu'il en soit systématiquement de même pour l'employeur qui recourt à la mesure. De nombreuses études soulignent en effet que le manque d'information des entreprises est un élément essentiel à prendre en compte (Gazier, Silvera (1993)). Étant donné la complexité de certaines mesures, il apparaît que l'avantage financier effectivement associé à une mesure n'est pas toujours correctement estimé, notamment pour les petites entreprises pour qui ce type de calcul est coûteux.

#### Christine Erhel, Jérôme Gautié, Bernard Gazier

Les différentes difficultés soulevées par la méthode par calibrage expliquent qu'une méthode empirique ait été adoptée pour l'évaluation des effets des emplois aidés de la politique de l'emploi. Cette dernière renverse la démarche précédente : au lieu d'essayer de reconstituer a priori le comportement d'une firme représentative, elle part de l'information fournie par les entreprises qui ont effectivement souscrit à la mesure. Le fait qu'une embauche se soit faite par le recours à la mesure ne signifie pas forcément que la seconde a causé la première. Le problème consiste donc à estimer les créations nettes d'emploi entraînées par la mesure étudiée. Elles seront égales à la différence entre le nombre de bénéficiaires de la mesure et les effets de déperdition, ces derniers étant particulièrement délicats à mesurer.

On peut simplement définir les effets de déperdition comme la part des emplois subventionnés qui ne représentent pas un surcroît net d'emploi par rapport à la situation de référence qui est celle où, toutes choses égales par ailleurs, la mesure n'aurait pas été adoptée.

Un premier cas de déperdition advient lorsque l'emploi aurait été créé de toute façon ; il renvoie à deux modalités possibles :

- l'effet d'aubaine correspond aux emplois qui auraient été créés sans la mesure<sup>11</sup>, et qui ont été pourvus par les mêmes personnes que celles qui auraient été embauchées; soit a la part des embauches d'aubaine dans le total des emplois subventionnés<sup>12</sup>;
- *l'effet de substitution* entre travailleurs apparaît lorsqu'un bénéficiaire d'une mesure vient se substituer à une personne qui aurait été embauchée sinon<sup>13</sup>, dans un emploi qui aurait été lui aussi de toute façon créé; soit s la part des bénéficiaires de la mesure qui sont venus se substituer à d'autres.

Ces deux premiers effets s'exercent au niveau des *embauches*. On peut les différencier d'effets qui s'exercent sur des *emplois* déjà existants - lorsque les emplois subventionnés entraînent la disparition d'autres emplois -. On peut parler d'effets de *déplacement*.

<sup>11.</sup> Si l'emploi avait été créé, mais plus tard, on parle alors parfois d'un effet "calendrier", particulièrement recherché lorsque la politique de l'emploi est utilisée comme instrument de régulation conjoncturelle, comme c'était le cas en Suède jusqu'au début des années quatre-vingt-dix (Anxo (1998)).

<sup>12.</sup> Chaque emploi subventionné correspond à un salarié bénéficiaire de la mesure.

<sup>13.</sup> En revanche, l'effet de substitution entre le travail et le capital joue positivement sur la création nette d'emplois.

- l'effet de rotation est une première forme de ce type d'effet : une certaine proportion (r) des bénéficiaires va venir se substituer, selon des modalités qui peuvent être diverses, à des salariés déjà présents dans l'entreprise ;
- l'effet d'éviction (restreint ici au seul « cannibalisme ») est un effet indirect, qui transite par les ajustements sur le marché des biens et services 14. Il joue lorsqu'une entreprise, grâce à une mesure, bénéficie d'un avantage sur ses concurrentes et va donc contribuer à détruire des emplois chez ces dernières cf. le chapitre précédent ; soit c ces emplois détruits, en proportion des bénéficiaires de la mesure.

Si n désigne, en proportion du nombre de bénéficiaires de la mesure, les créations nettes d'emplois, on a : n = 1 - (a + s + r + c).

Deux méthodes peuvent être utilisées pour déterminer la valeur de différents coefficients a, s, r, c: les enquêtes auprès des entreprises et l'économétrie.

Les enquêtes par sondage auprès des entreprises (Bouquillard, Charraud, Mouranche (1990), Gélot, Tuchszirer, Zilberman (1993), Gélot (1997), Van der Linden (1997) ) ont remplacé les « dires d'experts », utilisés en France jusqu'au début des années quatre-vingt, du moins pour un certain nombre de dispositifs. Ces enquêtes peuvent apporter des éclairages assez riches sur les comportements d'embauches et les logiques d'utilisation des mesures, notamment en matière d'aubaine et de substitution<sup>15</sup>. En revanche, l'effet de rotation est particulièrement délicat à estimer (les employeurs étant réticents à « avouer » une pratique conçue comme déloyale), et l'effet d'éviction, par définition, impossible (puisque l'on n'interroge que les entreprises bénéficiaires de la mesure)<sup>16</sup>.

Le recours à des enquêtes auprès d'entreprises n'est pas sans soulever de nombreux problèmes. On peut d'abord remarquer que les questions posées sont souvent insuffisamment précises pour que les réponses puissent être utilisées pour une évaluation quantifiée (ainsi par exemple, lorsque que l'on demande aux entreprises si elles auraient embauché quelqu'un de « plus âgé » ou de « plus

<sup>14.</sup> Résultant de l'interdépendance entre marché du travail et marché des biens et service, l'effet d'éviction renvoie, en toute rigueur, à une analyse en termes d'équilibre général, alors que les autres effets ici évoqués relèvent de l'équilibre partiel sur le marché du travail.

<sup>15.</sup> On demande aux entreprises si elles auraient de toute façon créé un emploi sans la mesure, si elles auraient embauché la même personne ou une personne plus qualifiée, plus âgée, etc.

<sup>16.</sup> On peut cependant souligner que mieux les entreprises sont informées de l'existence et de les modalités de la mesure, plus cet effet devrait être limité. En effet, pour résister à la distorsion de la concurrence entraînée par le recours aux emplois aidés, les entreprises menacées peuvent elles-mêmes recourir à ces emplois. On peut alors constater un "effet domino", selon l'appellation de Deakin et Pratten (1982), découlant du fait que les entreprises recourent à la mesure seulement pour ne pas être pénalisées par des concurrentes qui le feraient. Il est vraisemblable que cette pratique accroît les effets d'aubaine et de substitution (pour les entreprises en expansion) et de rotation (pour les entreprises en stagnation ou en difficulté).

qualifié », sans préciser la tranche d'âge ou le niveau de diplôme). Mais surtout, les réponses données par les entreprises sont peu fiables, soit du fait des erreurs commises, soit du fait des manipulations possibles.

Ce manque de fiabilité a notamment été mis en lumière par Lion (1992) dans son enquête sur l'exonération pour l'embauche du premier salarié. Interrogeant à un an d'intervalle les entreprises au sujet de la même embauche, il s'aperçoit en effet que 40 % entreprises bénéficiaires qui avaient déclaré avoir procédé à l'embauche grâce à la mesure à la première interrogation (création nette), répondaient un an plus tard qu'elles auraient de toute façon recruté même sans la mesure (effet d'aubaine). Outre les pertes de mémoire et les réponses aléatoires, on peut supposer que ces changements sont dus pour certains à l'évolution de la situation de l'entreprise qui peut modifier rétrospectivement la vision des motifs d'une embauche. Ainsi les entreprises qui n'ont pas pu maintenir l'embauche ont tendance à se présenter comme s'étant fait « forcer la main » par la mesure, alors que celle qui se sont développées par la suite répondent plus souvent qu'elles auraient procédé à cette embauche de toute façon. Au total, il peut donc être prudent de recouper les questions pour bien vérifier la fiabilité des motifs énoncés par les entreprises (pour des exemples de ce type de recoupements, cf. par exemple Coutrot (1998) et Van der Linden (1997)).

Même si, du fait de toutes les limites évoquées dans les paragraphes précédents, les résultats sont à prendre avec beaucoup de prudence, il semble que l'on puisse tirer quelques enseignements des enquêtes auprès des entreprises. De manière générale, on peut souligner que les effets nets sont relativement faibles (de l'ordre de 10 à 20 % pour la plupart des dispositifs, au maximum 30 %)<sup>17</sup>. Le lien entre l'ampleur des effets de déperdition et la taille de l'entreprise ne semble pas établi de façon claire. Les résultats de Gélot et alii (1993), et Gélot (1997), concernant le Contrat de Qualification, l'Exo-Jeunes et le Contrat Initiative Emploi, mettent en lumière un effet d'aubaine croissant avec la taille de l'entreprise. On pourrait ainsi supposer que les grandes entreprises déterminent leur plan d'embauche indépendamment des subventions, et que ce n'est que dans un second temps qu'elles essayent de décrocher des aides, et ce d'autant plus quelles peuvent mieux amortir le coût fixe d'information et de démarche administrative. Cependant, les résultats de Van der Linden (1997), établis à partir d'un échantillon d'entreprises belges, ne semblent pas confirmer ce fait. En revanche, il souligne que les effets de déperdition dépendent de la nature des mesures : l'effet net serait plus important dans le cas des « subventions mixtes » que dans celui des subventions « pures ».

L'enquête par questionnaire auprès des entreprises n'est pas la seule méthode empirique possible. Aux États-Unis, les travaux économétriques sur données

<sup>17.</sup> Pour une recension de travaux, cf. le tableau en annexe.

individuelles d'entreprises ont été utilisés pour déterminer les effets de substitution (y compris de rotation), et les effets nets (si on laisse de côté les effets d'éviction).

Ainsi, Bishop et Montgomery (1993) étudient les effets, sur l'emploi global et sur celui des jeunes, du *Targeted Jobs Tax Credit* à partir de données très détaillées sur un échantillon d'entreprises ayant eu recours à la mesure. Ils partent pour cela de deux équations. La première régresse la variation relative de l'emploi total de l'année t sur le nombre d'embauches subventionnées en t et t-1, et sur tout un ensemble de variables de contrôle (une vingtaine au total)<sup>18</sup>. Parmi ces dernières figurent des variables de conjoncture (demande adressée à la firme en t, demande anticipée...), des variables de rotation de la main-d'œuvre (taux d'embauche et taux de départ en t-1), ainsi qu'une série de caractéristiques diverses (taille, salaire moyen, proportion de travailleurs à temps partiel, proportion de syndiqués...). La seconde équation régresse la variation de la part des jeunes dans l'ensemble des effectifs sur les mêmes variables, auxquelles on ajoute la part des jeunes en t-1 et t-219.

#### 2- L'apport des études de suivi des bénéficiaires<sup>20</sup>.

On peut interroger le lien salaire-emploi non plus directement à partir de la question du nombre de créations nettes d'emploi associé à une mesure de subvention donnée, mais de façon plus indirecte en analysant les trajectoires sur le marché du travail des bénéficiaires de cette mesure, en comparant notamment leur probabilité d'emploi (et éventuellement la durée des emplois obtenus) à celle des non bénéficiaires. Ce type d'étude, très répandue aux États-Unis, se développe en France depuis le début des années quatre-vingt-dix, notamment pour évaluer les mesures en faveur des jeunes (cf. Gautié (1996) pour une recension des principaux travaux).

Certains dispositifs d'abaissement du coût du travail, peuvent amener les bénéficiaires à réviser à la baisse leur salaire de réservation. Ainsi, comme le remarque O'Higgins (1995) dans le cas des dispositifs subventionnés en faveur des jeunes britanniques, le passage par ces mesures peu rémunérées a pu rendre les bénéficiaires « plus réalistes » - ou moins exigeants - en termes de salaire, du fait qu'ils ont été habitués, dès leur entrée sur le marché du travail, à travailler à temps plein en contrepartie d'un salaire peu élevé. Cet abaissement du salaire de

<sup>18.</sup> L'abondance de données est ainsi supposée compenser le manque d'un modèle structurel précis de demande de travail.

<sup>19.</sup> Pour corriger du biais d'endogénéité qui peut apparaître - si l'entreprise est en expansion, c'est la création d'emploi qui peut, en effet, être à l'origine du recours aux emplois aidés -, les auteurs procèdent à une régression utilisant la méthode des doubles moindres carrés, en déterminant d'abord le recours à la mesure indépendamment de la variation d'emploi, puis en déterminant la variation d'emploi en fonction des mesures.

<sup>20.</sup> Nous reprenons ici certains points évoqués dans Gautié (1996).

réservation pourrait alors expliquer pourquoi après le passage par certains dispositifs, les bénéficiaires peuvent avoir un taux d'emploi plus élevé mais en même temps un salaire moyen plus faible que les non bénéficiaires<sup>21</sup>.

Un autre facteur peut jouer un rôle très important : la stigmatisation. Le fait de faire partie d'une catégorie ciblée par les subventions à l'emploi peut constituer un signal négatif pour les employeurs, notamment dans des pays, comme les États-Unis, où le système d'enseignement primaire et secondaire est très hétérogène et par là constitue un mauvais « filtre ». Ce phénomène a été mis en lumière par Burtless (1985), à partir d'une expérience menée dans l'Ohio. Les « clients » d'une agence locale de l'emploi avaient été répartis de façon aléatoire en trois groupes ; les membres des deux premiers groupes se sont vus remettre un « bon » (« voucher ») donnant droit à une subvention à l'emploi à l'éventuel employeur (sous forme, respectivement, d'une réduction d'impôt ou d'une somme forfaitaire payable immédiatement), le dernier groupe étant de contrôle, ses membres n'étant d'ailleurs pas informés de l'expérience. Au bout de 8 semaines de recherche d'emploi, seulement 13 % des bénéficiaires de la subvention avaient trouvé un emploi, contre 21 % des non bénéficiaires. Une expérience similaire rapportée par Dubin et Rivers (1993)<sup>22</sup> permet cependant de nuancer les résultats de Burtless. Au bout de 11 semaines, 37,9 % des membres du « groupe subventionné » (qui avaient reçu un « bon » donnant droit à une somme forfaitaire de 500 dollars à l'embauche à leur éventuel employeur) avaient trouvé un emploi, contre seulement 35 % des membres du groupe de contrôle (on peut cependant noter que la différence est faible). Soit l'effet stigmatisant n'a pas joué, soit il a été cette fois-ci compensé par la subvention. Cependant, les auteurs constatent que les salaires d'embauche des subventionnés sont, toutes choses égales par ailleurs, inférieurs à celui des non subventionnés. Ceci découle selon eux d'un biais d'auto-sélection. En effet, plus de 30 % des personnes pressenties pour faire partie du groupe subventionné ont refusé. Selon Dubin et Rivers, l'interprétation la plus vraisemblable<sup>23</sup> est que ce sont ceux

<sup>21.</sup> Cet effet jouerait peut-être plus particulièrement dans les dispositifs de "subvention mixte" (au sens de Gautié, Gazier, Silvera (1994)), c'est à dire un dispositif alliant une formation à un avantage financier). Le moindre salaire peut alors être justifié aux yeux du bénéficiaire par la contrepartie en formation qu'il reçoit. Mais celle-ci ne peut-être qu'un leurre pour attirer le bénéficiaire dans un emploi peu rémunéré.

<sup>22.</sup> Sur cette expérience, cf. aussi Lechêne et Magnac (1996).

<sup>23.</sup> Reste l'hypothèse d'une baisse du salaire de réservation, mais on voit mal pourquoi elle aurait joué dans le cas d'une subvention à l'employeur. De plus, cette baisse ne semble pas avoir joué pour les membres d'un troisième groupe de l'expérience, qui avaient reçu une prime à la recherche d'emploi (500 \$ s'ils trouvaient un emploi dans les onze semaines). Ces derniers ont un taux d'emploi (40,4 %) supérieur à ceux des deux autres groupes, mais avec des salaires à l'embauche non significativement différents des embauchés du groupe de contrôle. Les auteurs sont alors amenés à conclure que "it appears that the bonus does not cause workers to adjust their reservation wages but to engage in more intensive search to collect the bonus" (op.cité, p.225). Ces résultats sont confirmés par les différentes expériences du même type qui ont été menées aux États-Unis. Meyer (1995), qui en fait la revue, constate en effet que le fait que les chômeurs qui se voient proposer une prime accèdent plus rapidement à l'emploi pourrait indiquer qu'ils acceptent des emplois moins payés. Or la mesure des

qui estimaient avoir les meilleures chances d'embauche qui ont refusé, de peur d'être stigmatisés. En d'autres termes, ce sont les moins « employables », à caractéristiques observées égales, qui auraient eu la propension la plus grande à entrer dans le groupe subventionné. Le risque de stigmatisation rappelle que, dans un monde où l'information est imparfaite, le prix est un signal pour les individus, employeurs et bénéficiaires. Modifier le « prix relatif » d'un individu par une subvention ciblée en vue d'accroître sa « compétitivité » (en termes de rapport « qualité/prix ») n'augmente donc pas forcément sa probabilité de trouver un emploi.

Mais un phénomène en quelque sorte inverse à la stigmatisation peut aussi voir le jour. En effet, le fait que certains employeurs embauchent, grâce à une mesure, des individus d'un groupe cible qu'ils n'auraient pas embauchés spontanément, peut les amener à réviser leur opinion vis-à-vis de ce groupe, et par la suite modifier durablement leur comportement d'embauche, une fois la mesure disparue. Celle-ci aurait alors pour fonction de « faire essayer » pour vaincre d'éventuelles réticences fondées sur une mauvaise connaissance des différentes catégories de main-d'œuvre (voire des préjugés) plutôt que sur des considérations objectives (comparaison des rapports « qualité/prix »), ou symétriquement, sur une mauvaise évaluation des compétences réelles exigées par les postes. L'enquête de Gélot et alii (1993) auprès d'employeurs utilisateurs de mesures jeunes relève, par exemple, que si le choix du tiers des employeurs utilisateurs du CQ portait sur un travailleur plus âgé en l'absence de la mesure, ils n'étaient plus que 23 % à l'envisager dans le cadre d'un recrutement futur (respectivement 19 % et 14 % pour le contrat Exo-Jeunes). Cette apparente baisse du niveau d'exigence des entreprises se constate aussi au niveau de la qualification requise, si bien que, comme le notent les auteurs, « ces mesures, qui ont poussé certaines entreprises à modifier leurs pratiques de recrutement, pourraient donc à terme ouvrir la voie à des modes de gestion de l'emploi plus en phase avec la réalité des postes à pourvoir ».

### II- ÉVALUATIONS MACRO-ÉCONOMIQUES ET LIEN SALAIRE-EMPLOI

L'apport des évaluations macro-économiques de la politique de l'emploi à la compréhension du lien salaire-emploi se situe à deux niveaux. D'une part, certains travaux tentent d'évaluer l'impact des subventions sur le niveau d'emploi (1). D'autres part, de nombreux travaux se focalisent sur le problème en quelque sorte « en amont » de la relation salaire-emploi, en essayant de déterminer l'impact des différentes mesures de la politique de l'emploi (et donc pas seulement des subventions) sur la formation des salaires - ou encore le degré de « pression salariale ». Cette seconde perspective, qui apparaît comme l'apport essentiel des

salaires par rapport au groupe de contrôle tend plutôt à infirmer cette hypothèse ("the experiments show no statistically significant declines in earnings, and many of the bonuses offered to workers actually indicate no change in earnings or small increase" (op.cité, p.101)).

débats d'ordre macro-économique sur les politiques de l'emploi à notre objet, sera abordée en deux temps, en distinguant les analyses théoriques d'une part (2), les résultats et méthodologies d'évaluation dérivées de cette perspective d'autre part (3)<sup>24</sup>.

# 1- L'impact macro-économique sur l'emploi des subventions à l'emploi : quelques résultats empiriques

Les évaluations des effets sur l'emploi des subventions à l'emploi reposent sur deux grands types de travaux.

Les premiers recourent à un modèle macro-économétrique. Ce type d'évaluation se fonde sur la distinction entre les « effets directs », tels que définis dans la première partie, et les « effets de bouclage » macro-économiques. Les premiers peuvent être calculés à partir des coefficients de créations nettes d'emploi et de substitution obtenus à partir des enquêtes auprès des entreprises, ou à partir d'élasticités appliquées à l'abaissement du coût du travail entraîné par chaque mesure<sup>25</sup>. Les effets de bouclage, pour leur part, renvoient à plusieurs mécanismes. Les premiers transitent par les prix. Un impact positif sur l'emploi peut découler de l'effet d'encaisse réelle, qui se traduit par une baisse de l'épargne des ménages et donc une hausse de leur consommation suite au ralentissement de l'inflation. L'effet de compétitivité (se traduisant lui aussi par un effet d'échelle) joue dans le même sens. Il est cependant limité si les changes peuvent s'ajuster (une amélioration du solde extérieur se traduisant par une appréciation de la monnaie), ou si les partenaires commerciaux mettent en œuvre le même type de mesure. L'effet Phillips, pour sa part, joue comme une force de rappel - les tensions inflationnistes apparaissant au fur et à mesure que le chômage baisse et venant contrecarrer les effets désinflationnistes de la baisse du coût du travail. D'autres mécanismes renvoient à des effets-revenu. Ces derniers dépendent en l'occurrence des modalités de financement de la mesure étudiée. Si celle-ci se traduit effectivement par une baisse des charges pesant sur l'entreprise, il devrait en résulter un effet positif sur l'investissement via l'augmentation du profit. L'effetdébouchés, via la consommation des ménages, dépend de l'impact à la fois des créations directes d'emplois au niveau micro et des éventuels prélèvements sur les

<sup>24.</sup> Les principales études citées dans cette partie sont présentées dans le tableau de l'annexe 3. Pour plus de détails sur la méthodologie des évaluations macro, cf. Gautié (1996) et Erhel (1998).

<sup>25.</sup> La première méthode est par exemple utilisée par Eyssartier et Gautié (1996), la seconde par Chouvel, Confais, Cornilleau, Gubian, Roguet (1997). Pour illustrer la méthode de ces derniers, prenons l'exemple d'une mesure ciblée sur un catégorie j. Soient E l'élasticité directe de l'emploi de j à son coût, S le nombre de bénéficiaires de la mesure, Dct la variation du coût du travail (par bénéficiaire) entraînée par la mesure ; en pourcentage de S, les créations nettes d'emplois sont égales à E.Dct. Ceci détermine un impact de long terme. On peut le moduler pour l'année en cours en tenant compte d'un délai d'ajustement ; on peut ainsi supposer qu'au cours de l'année, l'impact est seulement de d en proportion de l'effet final. Au total, les créations nettes d'emplois correspondant à 100 bénéficiaires de la mesure sur une année donnée sont de : d.E.Dct

ménages pour financer la mesure. Les modalités d'une mesure (et en premier lieu son mode de financement) apparaissent donc au moins aussi importants que le montant d'abaissement du coût du travail par lequel elle se traduit.

De manière générale, les résultats dépendent grandement des hypothèses de la simulation, notamment quant à la substitution entre capital et travail, les effets Phillips (différenciés ou non selon les catégories ciblées), et l'ajustement du change. Il apparaît cependant dans ce cadre que les subventions ont un impact de moyen terme positif sur l'emploi (contrairement aux dispositifs de préretraite notamment), du fait principalement des effets prix (encaisses réelles et compétitivité (Chouvel et alii (1997)).

La seconde série de travaux<sup>26</sup> repose sur des estimations économétriques de formes réduites de modèles d'équilibre général (contrairement aux modèles macroéconométriques dynamiques évoqués dans le paragraphe précédent), se référant à trois cadres d'analyse principaux : le modèle de Layard et Nickell (1986), la courbe de Beveridge (Jackman, Pissarides, Savouri, 1990), et des fonctions d'appariement (Bellmann, Jackman, 1996a). Les évaluations macro-économiques existantes autorisent peu de conclusions sur l'efficacité agrégée des mesures de réduction des coûts salariaux, et en particulier des subventions à l'emploi. En effet, la plus grande partie des évaluations des politiques de l'emploi repose sur une variable agrégée représentant l'ensemble des politiques actives de l'emploi, mesurées le plus souvent par la dépense consacrée aux mesures actives (équation de Layard et alii, (1991), ou impact sur la courbe de Beveridge, dans la perspective de Jackman, Pissarides, Savouri (1990)). De plus, la désagrégation de la variable de politique de l'emploi dans les évaluations plus récentes ne distingue pas nécessairement la catégorie des subventions. Les évaluations de Calmfors et Skedinger (1995), ou Forslund et Krueger (1994), par exemple, sont centrées sur les créations d'emploi et la formation<sup>27</sup>.

Au total, nous avons pu relever deux études empiriques permettant d'isoler l'impact des subventions, et donc d'enrichir l'analyse du lien salaire/emploi au niveau macro-économique. L'évaluation de Bourdet et Persson (1994), qui repose sur une représentation du fonctionnement du marché du travail sous la forme d'une courbe de Beveridge, estime l'impact de trois types de mesures : emplois non marchands, formation et subventions. Dans ce cadre, les subventions apparaissent comme la seule catégorie de mesures entraînant une hausse du chômage des jeunes. L'évaluation menée par Bellmann et Jackman (1996), à partir de données internationales poolées, estime un coefficient pour chacune des principales mesures de politique active de l'emploi (service public de l'emploi, formation, subventions

<sup>26.</sup> Pour une approche plus générale des travaux d'évaluation macro-économique, voir Erhel (1998).

<sup>27.</sup> Cette focalisation peut être expliquée par la prédominance des relief works comme composante de la politique et du débat suédois sur les politiques de l'emploi.

dans le secteur privé, et créations d'emplois directes dans les secteurs public ou non marchand), en considérant successivement plusieurs variables dépendantes<sup>28</sup>. Les résultats permettent une comparaison de l'impact des différents modes d'intervention. En particulier, les auteurs soulignent la conclusion suivante : les mesures de formation et le service public de l'emploi réduiraient la proportion de chômeurs de longue durée, tandis que les subventions et les créations directes d'emploi entraîneraient l'effet contraire (les coefficients sont statistiquement significatifs). Ces deux derniers types de mesures auraient également un impact négatif sur le taux de participation des femmes, alors que l'effet de la variable globale de politique active serait positif.

Ces résultats convergent vers une conclusion négative à l'égard de l'efficacité des mesures reposant sur un abaissement du coût du travail, du point de vue de l'accès à l'emploi des catégories en position défavorable sur le marché du travail. Ils doivent cependant être considérés avec prudence, étant donné les problèmes de fiabilité économétrique de ces deux études. Les estimations de Bourdet et Persson reposent en effet sur un nombre d'observations très limité<sup>29</sup>, et celles de Bellmann et Jackman, en dépit de la structure poolée des données utilisées, obtiennent une majorité de coefficients d'impact des mesures non significatifs. Au total, il est difficile d'inférer des travaux empiriques existants un impact des mesures comportant un abaissement du coût salarial sur l'emploi, compte tenu du caractère marginal de l'identification des effets des subventions dans les évaluations.

## 2- L'importance du degré de pression salariale dans l'analyse théorique des effets macro-économiques des politiques de l'emploi

Le modèle WS-PS de Layard-Nickell (1986) constitue un cadre théorique "standard" de l'évaluation macro-économique des politiques d'emploi (Calmfors, 1994; Bellmann, Jackman, 1996b). Il ne s'agit pas initialement d'un outil d'évaluation, mais d'une tentative d'explication théorique et empirique<sup>30</sup>, basée sur un modèle d'équilibre général à trois équations (prix, salaires, emploi), des variations du taux de chômage naturel, et des déviations par rapport à celui-ci.

Les hypothèses fondamentales du modèle sont donc d'une part que les entreprises fixent les prix (en prenant en compte la demande), d'autre part que la détermination des salaires est analysable dans un cadre de concurrence imparfaite où interviennent un ensemble de facteurs de "pression salariale": "the model assumes price-setting firms and non competitive wage determination" (Bellmann, Jackman, 1996, p 726). L'ensemble aboutit à une explication du chômage par deux

<sup>28.</sup> Taux de chômage, taux de chômage de longue durée, variation de l'emploi, taux de participation, indicateurs de dispersion des revenus, et coût unitaire du travail.

<sup>29.</sup> L'étude porte sur des données annuelles, entre 1974 et 1992, soit 19 observations.

<sup>30.</sup> Le modèle est en effet appliqué à l'analyse des variations du chômage au Royaume-Uni.

catégories de déterminants, les variations de la demande, et les facteurs de pression salariale, que nous allons préciser dans l'analyse qui suit.

Dans ce cadre, l'étude de l'équilibre du marché du travail requiert deux relations, si l'on considère l'équation de prix comme donnée : une équation d'emploi, fonction du salaire réel et de la demande anticipée, et une équation de salaire précisant les déterminants du salaire réel.

Celles-ci sont définies de la manière suivante (Layard, Nickell (1986), p 141) :

$$\frac{N}{L} = g\left(\frac{W}{PA}, \sigma_e\right) \cdot \frac{K}{AL} \tag{1}$$

$$\frac{W}{P} = h \left( A, \frac{K}{L}, \frac{N}{L}, Z, \frac{P^*}{\overline{P}}, \frac{P}{P_e} \right) \tag{2}$$

avec : (1) N/L le taux d'emploi (N étant l'emploi, L la population active) ; W/P le salaire réel ; A le progrès technique (supposé incorporé au facteur travail),  $\sigma_e$  la demande anticipée, K la quantité de capital utilisée ; relation décroissante entre W/P et N/L, croissante ou nulle pour  $\sigma_e$ .

(2) Z représente tous les facteurs exogènes influençant les salaires, P\*/P est un indicateur de la compétitivité-prix des entreprises, et P/P<sub>e</sub> mesure l'écart au niveau anticipé des prix. La relation est croissante pour toutes les variables dépendantes (i.e. les facteurs de pression salariale), sauf pour P/P<sub>e</sub>.

Il est nécessaire de préciser le contenu et les propriétés fondamentales de ces équations, dont la représentation graphique dans le plan (N/L, W/P) est donnée cidessous. Pour un niveau de demande donné, et en supposant que la population active ne varie pas, l'emploi est une fonction décroissante du salaire réel (équation (1), courbe E), liée au comportement de demande de travail des entreprises. La courbe de formation des salaires (WS), dérivée de l'équation (2), croît avec le niveau d'emploi, une augmentation de celui-ci entraînant un accroissement de la pression salariale. Elle résulte du comportement stratégique des acteurs dans le cadre des négociations salariales, compte tenu d'un certain nombre de variables de pression salariale exogènes, telles que le système de sécurité sociale, en particulier d'indemnisation du chômage, la législation du travail ou le pouvoir des syndicats. Les niveaux d'équilibre de l'emploi et des salaires réels sont déterminés à l'intersection des deux courbes (point A). Une ligne verticale (d'abscisse NPE) correspond au plein emploi de la population active, et permet donc de déterminer le taux de chômage d'équilibre, soit u\*= NPE - n\* (avec n\* le taux d'emploi d'équilibre).

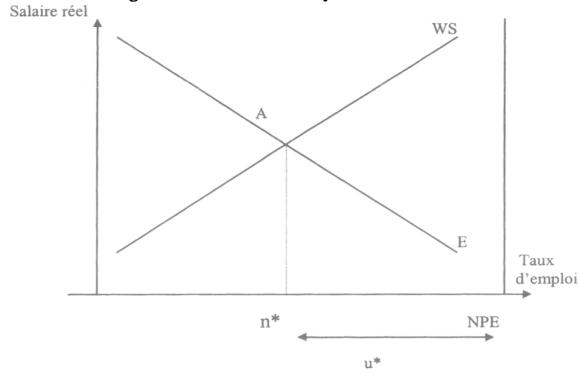


Figure 1- Le modèle de Layard et Nickell

On notera que les auteurs ne font pas apparaître les politiques actives de l'emploi<sup>31</sup> dans cette version initiale de leur modèle. Seules les politiques d'indemnisation du chômage sont incluses comme facteurs de pression salariale exogènes. Toutefois, la logique du modèle permet aisément leur introduction dans l'équation de salaire, le problème devenant alors de déterminer le sens de la relation politiques actives de l'emploi/ salaires réels.

Les effets théoriques contradictoires des politiques de l'emploi sur le degré de pression salariale

Dans le cadre du modèle de Layard et Nickell, la question de la détermination des salaires est centrale pour l'analyse de l'équilibre du marché du travail, et partant pour l'évaluation macro-économique des politiques actives de l'emploi. Cependant, le sens de leur impact sur les comportements des salariés et/ou des syndicats dans la négociation salariale apparaissent ambigus sur un plan théorique. Si l'on admet, en suivant la logique du modèle, que l'impact d'un facteur sur les salaires dépend de l'incidence de cet élément sur la valeur de la perte de bien-être anticipée par le

<sup>31.</sup> Cette remarque vaut pour le modèle initial de 1986, décrit dans ce paragraphe. L'ouvrage ultérieur de Layard et alii (1991) inclut dans la variable Z le niveau des dépenses de politique active de l'emploi.

salarié en cas de licenciement (Calmfors, Skedinger, 1995), alors deux effets contradictoires sont analysables sur un plan théorique<sup>32</sup>.

En premier lieu, si les mesures pour l'emploi ont une incidence positive sur la compétitivité des chômeurs dans leur recherche d'emploi, il en résulte un accroissement de la concurrence sur le marché du travail, qui diminue la probabilité d'embauche anticipée par un salarié en cas de licenciement et donc accroît la perte de bien-être subie en cas de licenciement. Ainsi est-il incité à rester dans l'entreprise, ce qui implique un comportement de modération salariale. Au niveau agrégé, on observe alors un déplacement de la courbe de salaire vers la droite (Layard et alii, 1991).

Deuxièmement, l'existence d'une politique active de l'emploi peut entraîner une réduction de la perte de bien-être subie par les salariés en cas de chômage, d'où un effet un contraire au précédent sur la courbe de détermination des salaires. L'effet négatif de la politique de l'emploi sur le niveau de cette perte de bien-être s'explique soit par l'existence, dans le cadre des mesures actives, d'un niveau de compensation salariale supérieur à l'indemnisation du chômage, soit par l'effet de la participation aux programmes du point de vue du maintien du niveau d'employabilité des participants et de leurs perpectives de rémunération future (Calmfors et Lang, 1993). Calmfors (1994) interprète ce phénomène comme "une généralisation de (...) l'effet de déplacement (c'est-à-dire une réduction possible des emplois dans le reste de l'économie par suite de la concurrence s'exerçant sur les marchés des produits) [p 21]". Cependant, on doit noter que cet argument négatif n'a aucune supériorité théorique sur le précédent (modération salariale via l'intensification de la concurrence sur le marché du travail), qui le contredit. L'analyse théorique des effets sur les salaires de la politique de l'emploi n'est donc pas décisive, puisqu'elle repose sur deux enchaînements contradictoires dont aucun n'est dominant.

# 3- Les orientations méthodologiques de l'évaluation et l'impact des politiques de l'emploi sur la relation salaire-emploi

Les débats théoriques autour de l'effet des mesures dans le cadre WS/PS débouchent sur deux orientations pour l'évaluation. Premièrement, certains travaux se focalisent sur l'équation de salaire du modèle, le niveau des salaires réels étant interprété comme le déterminant principal de l'effet des mesures sur l'emploi et le chômage d'équilibre, et donc comme la variable centrale de l'analyse macro-

<sup>32.</sup> Le raisonnement qui suit tient compte des effets directs des politiques de l'emploi sur la détermination des salaires (i.e. sur le bien-être anticipé des salariés et sur leur position dans la négociation). Il néglige l'effet d'une diminution du chômage résultant des mesures sur le degré de pression salariale, tel qu'il apparaît dans la courbe de Phillips. Ce mécanisme est maintenu dans les modèles de Layard et Nickell, ou de Calmfors, mais ne constitue plus le seul canal de l'impact macro-économique des politiques de l'emploi sur les salaires.

économique des politiques de l'emploi. Deuxièmement, l'évaluation peut être appliquée sous la forme d'une équation visant à déterminer directement l'effet des politiques sur le taux de chômage d'équilibre : l'impact sur les salaires est supposé inclus dans l'estimation, c'est-à-dire qu'il fait l'objet d'une intégration indirecte.

Les effets des politiques actives de l'emploi sur le degré de pression salariale

La méthode d'évaluation utilisée afin d'isoler l'impact des politiques de l'emploi sur les salaires réels mobilise des formes réduites d'une relation obtenue dans le cadre théorique des modèles de négociation salariale, formellement et théoriquement proches de l'équation de salaires du modèle de Layard et Nickell.

Ces équations sont de la forme (Calmfors, 1993, p 59) :

$$\ln w = \alpha_0 + \alpha_1 u + \alpha_2 r + \dots, \tag{3}$$

avec w le salaire réel, u le taux de chômage en pourcentage de la population active (hors participation aux mesures), r le nombre de participants aux programmes de politique de l'emploi en pourcentage de la population active. Les coefficients estimés permettent ainsi d'une part d'identifier le sens et l'ampleur de l'effet des politiques de l'emploi sur les salaires, d'autre part de comparer cet effet avec celui du chômage (dont l'impact négatif est stable et important). Ce type d'évaluation apparaît spécifique aux travaux suédois sur les politiques actives de l'emploi : les principaux travaux menés dans ce cadre d'analyse sont présentés à l'annexe 2.

Toutes les études utilisent une variable de participation aux politiques de l'emploi agrégée (sans distinction entre les catégories de mesures), et portant sur la période 1960-1986, conduisent à rejeter l'hypothèse selon laquelle que les politiques actives de l'emploi auraient un effet de modération salariale. Cependant l'analyse des coefficients en termes d'élasticité des salaires à la participation aux programmes débouche sur des effets différents selon les études. Soit les mesures ont un impact non significatif ou quasi-nul (par exemple semi-élasticité des salaires réels au taux d'accommodation égale à 0,41 à long terme (Calmfors, Nymoen, 1990)), soit les politiques de l'emploi entraînent une forte pression salariale. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, donc à niveau de chômage constant, une variation de 1% de la participation aux mesures de politique de l'emploi entraîne un accroissement des salaires réels à long terme de 2 à 3%, selon Calmfors et Forslund (1990, 1991). Au-delà de ces divergences dans les estimations, Calmfors (1994) interprète l'ensemble de ces résultats comme une remise en cause de la conception des politiques de l'emploi comme facteurs de modération salariale via un accroissement de la concurrence sur le marché du travail. A contrario, ces estimations valideraient sa position dans le débat théorique au sujet de l'effet des mesures sur la fixation des salaires, qui se fonde sur l'idée que les mesures pour l'emploi offrent une alternative favorable au chômage, soit en termes de revenus de

substitution, soit en termes de probabilité de réinsertion, constituant par ce biais un facteur de pression salariale dans le cadre de modèles de négociation salariale avec un syndicat, ou de modèles de type salaires d'efficience. Ces résultats doivent cependant être interprétés avec prudence : la spécificité suédoise en matière de politique de l'emploi interdit toute généralisation hâtive<sup>33</sup>.

L'argumentation en faveur de la spécificité du cas suédois repose sur l'idée que dans un contexte de faible niveau du chômage, les effets de pression salariale des politiques actives de l'emploi auraient dominé l'effet modérateur consécutif à l'accroissement de la concurrence sur le marché du travail. Au-delà du constat d'un effet différentiel en fonction du niveau du chômage, cette explication s'appuie également sur un certain nombre de caractéristiques internes des politiques de l'emploi en Suède. En effet, il est probable que la politique de l'emploi suédoise ait en partie servi à garantir les insiders contre le risque de chômage déclaré, plutôt qu'à aider les outsiders à entrer en concurrence avec les insiders (Wadensjö, 1987). Cette impression serait confirmée par exemple par la surreprésentation, à la fin des années 1970, de mesures de formation à l'intérieur des entreprises, en cas de menaces de licenciement (Calmfors et Forslund, 1990). Ce biais dans l'orientation de la politique de l'emploi en Suède doit être relativisé pour la période plus récente<sup>34</sup>: en phase d'accroissement du chômage, le ciblage des mesures sur les chômeurs les moins employables (chômeurs de longue durée en particulier) a été développé. On peut donc regretter l'absence d'études similaires sur des données récentes, afin de tester la stabilité temporelle de la relation politiques de l'emploisalaires obtenue par ces évaluations.

#### Effets sur le niveau de chômage d'équilibre

Dans le cadre courbe d'emploi/ courbe de salaire, la résultante des deux types d'impacts (sur les salaires, sur l'emploi) isolés par certaines études macro-économiques est une variation du chômage d'équilibre. Cet impact final constitue l'objet central des évaluations macro-économiques comparatives s'appuyant sur ce modèle théorique, dont l'enjeu est alors l'explication des différences de niveau du chômage entre les pays membres de l'OCDE. La perspective théorique adoptée débouche sur l'hypothèse suivante : le taux de chômage moyen est explicable par l'évolution de l'inflation, et par une série de variables de structures

<sup>33.</sup> Nous n'évoquerons pas ici les aspects méthodologiques de la critique de ces résultats (voir par exemple Wadensjö, 1995), qui soulignent en particulier le caractère agrégé de ces estimations. Une distinction par type de mesures aboutit à nuancer ces résultats: si les mesures de création directe d'emplois en Suède semblent jouer positivement sur les pressions salariales, les mesures de formation, au contraire, semblent plutôt favoriser la modération salariale (en accroissant la compétition sur le marché du travail).

<sup>34.</sup> C'est-à-dire depuis le milieu des années 1980.

institutionnelles<sup>35</sup>, auxquelles est intégré le niveau de la dépense de politique active de l'emploi, ce qui revient à estimer une relation du type (Layard et alii, 1991) :

$$U = f(DPAE, IND, CO, \Delta P)$$
 (4)

avec DPAE = total des dépenses consacrées aux mesures actives (formation, placement, subventions et créations d'emploi), par chômeur et en % du PIB par habitant, moyenne pour 1983-1988; IND = 3 variables caractérisant les systèmes nationaux d'indemnisation du chômage (durée d'indemnisation, taux de compensation); CO = variables de coordination et de centralisation de la négociation collective (taux de couverture de la négociation collective, coordination patronale, coordination syndicale); ΔP = variation de l'inflation (1983-1988).

Les études de ce type concluent généralement à un impact négatif de la politique active de l'emploi sur le chômage<sup>36</sup>, contrairement aux variables d'indemnisation du chômage qui auraient un effet d'accroissement du chômage. Dans la perspective initiale de ce type d'évaluations, cet effet est interprétable comme la résultante des effets de modération salariale de la politique active de l'emploi : il apparaît donc contradictoire avec la position de Calmfors, sur la base des estimations d'équations de salaire. On notera toutefois qu'il est impossible de considérer ces deux orientations d'évaluation comme directement comparables, puisque ces analyses à partir d'équations de chômage intègrent également des effets directs des mesures sur l'emploi<sup>37</sup>.

#### **CONCLUSION: QUELS ENSEIGNEMENTS?**

Au terme de ce survol, force est de constater qu'il semble difficile de tirer des enseignements univoques (du fait des limites d'ordre méthodologique) et généralisables (du fait de la diversité des méthodes et des objets) des travaux d'évaluation des dispositifs de subvention à l'emploi quant à la relation « salaire-emploi »<sup>38</sup>. Le principal acquis, qui pourra paraître paradoxal et très frustrant, est la

<sup>35.</sup> Cet ensemble correspond aux variables de pression salariale identifiées par le modèle de Layard et Nickell (voir *supra*).

<sup>36.</sup> Ce type de spécification, avec certaines variantes quant aux variables introduites dans l'analyse, est reprise par OCDE (1993), Zetterberg (1995), Forslund/Krueger (1994), Scarpetta (1996), Bellmann/Jackman (1996b).

<sup>37.</sup> Il s'agit principalement des effets via la productivité sur la demande de travail des entreprises, et des effets directs sur l'emploi (aubaine, substitution) (Calmfors, 1994).

<sup>38.</sup> Même si l'on pouvait estimer avec exactitude l'effet d'une mesure sur le niveau d'emploi, il serait délicat d'en tirer une conclusion sur l'efficacité de l'abaissement du coût du travail : en effet, les dispositifs de la politique de l'emploi sont la plupart du temps des agencement complexes, dans lesquels la subvention, au sens strict, est souvent associée à une contrepartie de formation et/ou un aménagement particulier du contrat de travail. Sur ce dernier point, comme le remarque Grubb (1994), pour de nombreux pays européens dont la France, "one important form of labour market policy in the 1980s has been legislation which makes legal or facilitates [..] non-standard forms of employment,

confirmation de la complexité du lien entre ces deux variables. On ne saurait cependant en rester à ce constat trop général et pessimiste.

Au niveau micro-économique, l'expérience semble montrer que l'action sur le coût peut avoir une certaine efficacité en termes de création d'emploi, mais limitée. Cette dernière semble renforcée lorsque subvention et formation s'allient au sein de la mesure (les effets d'aubaine semblent moins importants). Si on se place du point de vue des bénéficiaires, l'expérience américaine montre que la simple action sur le prix ne peut avoir qu'un effet temporaire (le temps de la subvention), et qu'une action sur la « qualité » s'avère nécessaire pour améliorer durablement la situation des individus les plus « désavantagés » sur le marché du travail (mesurée par les effets sur les gains, au delà du simple taux d'emploi - US Department of Labour (1995)<sup>39</sup>). Toujours en termes de perspectives d'emploi pour les bénéficiaires, les études montrent aussi que des subventions ciblées peuvent avoir des effets négatifs, dans un monde où l'information sur les « qualités » est imparfaite. Les subventions semblent ainsi prises dans un dilemme : trop ciblées, elles risquent de stigmatiser leurs bénéficiaires, trop peu, elles risquent d'entraîner des effets d'aubaine importants.

Les débats sur l'évaluation macro-économique apportent peu d'éléments d'analyse directs du lien salaire-emploi, entendu comme l'effet de mesures d'abaissement des coûts salariaux sur le niveau d'emploi dans l'économie, dans une perspective d'évaluation d'impact. L'essentiel de l'apport de ces analyses théoriques et empiriques porte sur le lien entre les mesures de politique de l'emploi et la formation des salaires, qui apparaît comme le déterminant essentiel de leur impact sur l'emploi dans le cadre du modèle de Layard et Nickell. En dépit de conclusions parfois contradictoires, il semble que l'on doive retenir que les politiques actives ont dans leur ensemble un effet de modération salariale, sauf dans le cas où le niveau du chômage est faible, et en présence de mesures faiblement ciblées (cas suédois).

D'un point de vue théorique et méthodologique, les orientations récentes de l'évaluation à partir de modèles macro-économiques font apparaître trois axes de recherche principaux :

premièrement, un certain de nombre de travaux reposent sur des modèles considérant non plus l'impact sur le niveau d'emploi ou de chômage dans

sometimes with subsidies provided. [...] In the countries concerned the impact of subsidies is difficult to distinguish from the impact of the deregulation [..]"

<sup>39.</sup> Si on entre dans le détail, il semblerait que les subventions soient plus efficaces dans le cas des femmes adultes bénéficiaires du Welfare que dans celui des jeunes "désavantagés". Cependant, les programmes sont rarement des subventions pures, car ils intègrent souvent une formation (c'est le cas, par exemple, du programme étudié Bell et Orr (1994)). On retombe alors sur le problème évoqué plus haut : il est difficile de dissocier l'effet de la baisse du coût de celui des services connexes fournis au bénéficiaire.

#### Christine Erhel, Jérôme Gautié, Bernard Gazier

l'économie, mais l'effet des mesures sur des variables de flux, en particulier sur les flux de sortie du chômage, sur la base de fonctions d'appariement (Bellmann, Lehmann, (1996)) : ces évaluations ouvrent sur une approche dynamique de la relation salaire-emploi à partir du cas des subventions ;

- deuxièmement, l'intégration d'une variable agrégée représentant l'ensemble des mesures de politique active de l'emploi n'apparaît plus comme l'unique modalité d'application empirique des modèles macroéconomiques d'évaluation: les quelques résultats par catégories de mesures présentés ici devraient donc pouvoir être complétés par des études en cours<sup>40</sup>;
- troisièmement, l'utilisation de méthodologies de traitement de données de panel spatio-temporelles pour l'évaluation (voir par exemple Calmfors, Skedinger, 1995), outre ses apports en termes de fiabilité économétrique des résultats, ouvre sur la question de l'hétérogénéité territoriale du fonctionnement du marché du travail. Ces travaux devraient eux aussi permettre de mieux estimer l'impact des subventions, et par là contribuer à mieux cerner la relation salaire-emploi.

<sup>40.</sup> Notamment dans le cadre du programme de recherche TRANSLAM, initié par la Communauté Européenne, et qui comprend un module d'évaluation agrégée des politiques de l'emploi (pour la France et la Suède, voir Anxo, Carcillo, Erhel, (1998)).

Annexe 1 : Quelques travaux d'évaluation micro-économique de subventions à l'emploi<sup>41</sup>

Source	Objet et méthode	Principaux résultats
Bouquillard et alii (1990),	Mesure : exonération pour le	effet d'aubaine = 60 %
(F)	premier salarié	effet de substitution = 6 %
(1.)	Méthode : enquête auprès	effet net = 34 %
		ellet liet – 34 70
C(104 ot a1; (1002) (F)	d'entreprises	- 60-4 121
Gélot et alii (1993), (F)	Mesures : Exo-Jeunes et Contrat de	effet d'aubaine : = 55 % pour EJ, 30 % pour
	Qualification (mesures ciblées sur	CQ;
	les jeunes)	effet de substitution = 30 % pour EJ, 40 %
	Méthode : enquête auprès	pour CQ;
C(1 - (100g) (F)	d'entreprises	effet net = 15 % pour EJ, 30 % pour CQ.
Gélot (1997), (F)	Mesure : Contrat Initiative Emploi	effet d'aubaine = 43 %
	(ciblé sur chômeurs depuis plus	effet de substitution = 41 %
	d'un an)	effet net = 16 %
	Méthode : enquête auprès	Effet d'aubaine croissant avec la taille de
	d'entreprises	1'entreprise
Deakin et Pratten (1982),	Mesure : Temporary Employment	effet d'aubaine = 30 %
(UK)	Subsidy (subvention de maintien à	effet domino mis en lumière par l'enquête ;
	l'emploi pour entreprises menaçant	effet d'éviction évoqué mais non mesuré
	de licencier)	
	Méthode : enquête auprès	
	d'entreprises, comparaison entre	
	entreprises utilisatrices et non-	
	utilisatrices dans même secteur et	
	même région (simple statistique	
	descriptive)	
Van der Linden (1997), (B)	Mesure : ensemble de mesures	effet d'aubaine = 53 %
	d'aide à l'embauche	effet de substitution = 36 %
	Méthode : enquête auprès	effet net = 11 %
	d'entreprises	L'effet d'aubaine ne semble pas dépendre de
		la taille de l'entreprise ; en revanche, il
		apparaît moins élevé dans le cas des
		subventions avec formation
Bishop et Montgomery	Mesure: Targeted Job Tax Credit	effet net = entre 13 % et 30 %;
(1993), (USA)	(ciblé sur les jeunes)	dans le cas de 30 créations nettes d'emplois
	Méthode : micro-économétrie sur	sur 100 subventions, 22 bénéficient à des
	échantillon d'entreprises	jeunes et environ 8 à des adultes = mise en
	utilisatrices	évidence d'un effet d'échelle favorable à la
		catégorie non ciblée (qui peut donc
		compenser effet de substitution)
Burtless (1985), (USA)	Mesure : « bons » donnant droit à	Les porteurs de « bons » ont un taux d'emploi
	avantage financier pour	au terme de l'expérience inférieurs à celui des
	l'employeur (crédit d'impôt ou	non bénéficiaires; mise en évidence d'un
	prime à l'embauche)	potentiel effet de stigmatisation
	Méthode : expérimentation avec	
	échantillon témoin	
Dubin et Rivers (1993),	Mesure : « bons » donnant droit à	Les porteurs de « bons » ont un taux d'emploi
(USA)	avantage financier pour	au terme de l'expérience légèrement
-	l'employeur	supérieur à celui des non bénéficiaires, mais
	Méthode : expérimentation avec	des salaires en moyenne inférieurs ; mise en
	échantillon témoin	évidence d'un biais d'autosélection : les
		« plus employables » toutes choses égales par
		ailleurs ont préféré ne pas bénéficier du bon
		pour ne pas être stigmatisés
	I	I F G

\_

<sup>41.</sup> Le tableau suivant recense les résultats de quelques études qui nous ont semblé représentatives, et ne prétend évidemment aucunement à l'exhaustivité (pour des recensions plus larges, cf. OCDE (1993), Gautié, Gazier, Silvera (1994), Fay (1996)).

Annexe 2- L'impact des politiques actives de l'emploi sur les salaires : récapitulatif des principales études suédoises

Référence	Type de données	Variables politique de l'emploi	Effet estimé des politiques de l'emploi sur les salaires réels
Calmfors et Forslund (1990 et 1991)	séries temporelles 1960-1986	ALMP=formation, emplois publics temporaires, subventions salariales, formation à l'intérieur des entreprises, moitié des youth teams, variation du nombre de titulaires de pensions d'invalidité pour des motifs liés au marché du travail	effet de pression salariale
Calmfors et Nymoen (1990)	séries temporelles (1960-1986)	mesures de création d'emplois et de formation	pas d'effet modérateur : impact non significatif ou positif, mais très faible à long terme
Forslund (1992)	Séries temporelles (20 ans) et cross section (12 bureaux de l'emploi)	mesures de formation pour les chômeurs + emplois publics temporaires	effet de modéra- tion salariale des mesures de formation effet de pression salariale des em- plois publics tem- poraires (pas tou- jours significatif)
Forslund et Risager (1994)	séries temporelles 1970-1990	mesures de formation pour les chômeurs + emplois publics temporaires	effet de modéra- tion salariale, inférieur à celui du chômage

N.B.: Les équations de salaire estimées dans ces travaux sont du type de l'équation (3) présentée dans le texte.

Annexe 3- L'impact des politiques de l'emploi sur le chômage au niveau macroéconomique: études générales et études par catégories de mesures

Déférence	2			
Neighbo	Donnees	Forme de l'équation estimée	Variable DAE	4
Bourdet/Persson (1994)	Suède données annuelles 1974-1992 Jeunes	Courbe de Beveridge In (Uj) = a In V + b In Uj. 1 + CENM + dFOR + eSUB + fTrend + Cte avec Uj le taux de chômage des jeunes, ENM, FOR et SUB les participants aux mesures de création d'emplois non marchands, de formation et de subvention respectivement. Variables prises en compte pour chacun des groupes analysés (une équation par groupe). V taux de vacances d'emplois (global).	Variable PAE désagrégée: types de mesures, et distinctions par groupes de bénéficiaires (sexe/niveau de qualification/durée du chômage).	Impact négatif sur le chômage pour toutes les mesures, sauf subventions; D'après élasticités: chômage des jeunes femmes moins sensible aux mesures que celui des jeunes hommes; pas de variation de cette sensibilité avec le niveau de qualification ou la durée du chômage; pas de détérioration structurelle de la position des ces groupes " défavorisés " sur le marché du travail.
Layard et alii (1991)	19 pays de 1'OCDE période 1983-1988 (n = 19)	DPAE = total des dépenses consacrées aux mesures actives (formation, placement, subventions et création d'emploi), par chômeur et en % du PIB par habitant Moyenne pour 1983-1988	équation de chômage  U = f ( DPAE, IND, CO, ΔP) avec IND = 3 variables caractérisant les systèmes nationaux d'indermisation du chômage (durée indermisation, taux de compensation); CO = 3 variables de coordination et de centralisation de la négociation collective (taux de couverture de la négociation collective, coordination patronale, coordination syndicale); ΔP = variation de l'inflation (1983-1988)	Impact négatif des dépenses de PAE sur le chômage; impact positif des variables d'indermisation; impact négatif des variables de corporatisme.

	6	Towns do 1) familian actimbe	Variable PAE	Principaux résultats
OCDE (1993)	idem Layard et alii (1991)	ale "	équation estimée lle de Layard et alii estimations: retrait de la lination patronale; rec et sans la ordination	Les deux modifications par rapport à l'estimation de Layard et alii donnent un coefficient non significatif pour la variable de politique active de l'emploi.
Zetterberg (1995)	données poolées : 19 pays de 1'OCDE et données annuelles 1985-1991 (n = 120)	ACTIVE = % dépenses de politique active dans le total des dépenses pour l'emploi	timee d et alii E.	variable ACTIVE sur le chômage.
Forslund/Krueger (1994)	20 pays OCDE période 1983-1988 (n = 20) année 1993 (n = 19;17)	variable DPAE de Layard et alii variable ACTIVE de Zetterberg (supra)	Identique à Layard et alu 2 types d'estimations (avec DPAE, avec ACTIVE)	coefficient des variables de politique de l'emploi négatif pour 1983-1988, mais positif (et significatif) pour 1993.
Scarpetta (1996)	données poolées 15 à 17 pays années 1983-1993 (n = 181)	DPAE = dépenses de PAE par chômeur	Equations de chômage  U/Uj/ULD/NE = f (DPAE, IND, COR,) Uj, ULD, et NE = taux de chômage des jeunes, taux de chômage de longue durée, taux de non-emploi (somme des inactifs et des chomeurs /population d'âge actif); IND et COR = variables système d'indemnisation et degré de corporatisme.	Impact negatif de DPAE sur U, Uj, ULD, et NE, mais faible et pas toujours significatif; niveau de significativité des coefficients et leur valeur absolue augmente si la Suède est exclue des estimations.

	Principaux résultats	n,
	Variable PAE	Plusieurs types de modèles DEP = f (PAE, IND, COR,)  DEP, variable dépendante = U, taux de CLD, taux de participation, croissance des coûts salariaux unitaires, inégalités de revenus (indicateurs de dispersion salariale). PAE = les variables ci-contre; IND et COR= variables de contrôle, systèmes d'indemnisation du chômage et degré de corporatisme.
5	Forme de l'équation estimée	- 2 types de variables: dépense de PAE mesurée par chômeur et en proportion du PIB; - 4 catégories de mesures: SPE, FOR (formation), SUB (subventions secteur privé), CRE (créations d'emplois secteur non marchand ou public); - ACTIVE = dépense PAE sur total dépense pour l'emploi.
Données	Données poolées	17 pays années 1975-1993 (n max = 153)
Référence	Bellmann/Jackman (1996b) Données poolées	

#### **BIBLIOGRAPHIE**

- Anxo D. (1998), "La politique de l'emploi en Suède", in Barbier J-C, Gautié J (1998), Les Politiques de l'Emploi en Europe et aux États-Unis, PUF (coll. Cahiers du CEE).
- Anxo D., Carcillo S., Erhel C. (1998), "The Impact of Labour Market Policies on Unemployment Outflows in France and Sweden", Communication au colloque de l'AELE, Blankenberge, Belgique, septembre 1998.
- Bell S., Orr L. (1994), « Is subsidized employment cost effective for welfare recipients? » Journal of Human Resources, XXIX, 1, pp. 43-61.
- Bellmann L., Jackman R. (1996a), « Aggregate Impact Analysis », in Schmid G. et al., *International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation*, Edward Elgar, Cambridge, pp. 143-160.
- Bellmann L., Jackman R. (1996b), « The Impact of Labour Market Policy on Wages, Employment and Labour Market Mismatch», in Schmid G. et al., *International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation*, Edward Elgar, Cambridge, pp.725-743.
- Bishop J., Montgomery M. (1993), « Does Targeted Jobs Tax Credit create jobs at subsidized firms? », *Industrial Relations*, vol. 32, n° 3, pp. 289-306.
- Bouquillard O., Charraud A., Michel B., Mouranche S. (1990), « Aides publiques à l'embauche : quels effets sur l'emploi ? », *Premières Synthèses*, n° 6, mai.
- Bourdet Y., Persson I (1994), Youth Unemployment and Labour Market Policy in France, Conférence annuelle de l'EALE, Varsovie, 21 p.
- Burtless G. (1985), « Are targeted wage subsidies harmful? Evidence of a wage voucher experiment », *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 39, pp.105-114.
- Calmfors L. (1992), « Lessons from the macroeconomic experience of Sweden », mimeo, Institute for International Economic Studies, Stockholm, repris dans European Journal of Political Economy, 9, 1993.
- Calmfors L. (1994), "Politiques actives du Marché du Travail et Chômage -Cadre d'Analyse des Aspects cruciaux de la Conception des Mcsures", Revue Économique de l'OCDE, n° 22, pp. 8-51.
- Calmfors L., Forslund A. (1990), "Wage Formation in Sweden", in Calmfors L. (ed), Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries, SNS, Stockholm et Oxford University Press, Oxford, pp. 63-135.

- Calmfors L., Forslund A. (1991), "Real Wage Determination and Labour Market Policies: The Swedish Experience", *The Economic Journal*, vol 101, pp. 1130-1148.
- Calmfors L., Lang H. (1993), « Macro-economic effects of active labour market programmes: the basic theory », Seminar Paper n° 541, Institute for International Economic Studies, Stockholm.
- Calmfors L., Nymoen R. (1990), "Real Wage Adjustment and Employment Policies in the Nordic Countries", *Economic Policy*, vol 5, 397-448.
- Calmfors L., Skedinger P. (1995), "Does Active Labour Market Policy increase Employment? Theoritical Considerations and some empirical Evidence from Sweden", Oxford Review of Economic Policy, vol 11, n°1, pp. 91-108.
- Chouvel F., Confais E., Cornilleau G., Gubian A., Roguet B. (1997), « L'impact macro-économique des politiques spécifiques d'emploi en France (1974-1994) », in DARES (1997).
- Coutrot T. (1998), « Évaluer l'effet-emploi des baisses de charge : les patrons peuvent-ils nous aider ? », miméo, DARES.
- DARES (1997), Quarante ans de politique de l'emploi, La Documentation Française.
- Deakin B., Pratten C. (1982), Effects of the Temporary Employment Subsidy, Cambridge University Press.
- Dubin J., Rivers D. (1993), « Experimental estimates of the impact of wage subsidy », Journal of Econometrics, n° 56.
- Erhel C. (1998), L'évaluation des politiques actives de l'emploi : une perspective européenne, Thèse, Université de Paris I, septembre.
- Eyssartier D., Gautié J. (1996), « Dix ans de politique de l'emploi en faveur des jeunes, une évaluation macro-économique », in Les jeunes et l'emploi, La Documentation Française.
- Forslund A. (1992), Arbetslöshet och arbetsmarknadspolitik, SOU 1992:19.
- Forslund A., Krueger A. (1994), "An Evaluation of the Swedish Active Labour Market Policy: new and received Wisdom", *NBER Working Papers*, n°4802, 39p.
- Forslund A., Risager O. (1994), Wages in Sweden: New and Old Results, Department of Economics, University of Aarhus, MEMO 1994-22.
- Gaudemet J-P., Walliser B. (1983), « Méthodologie de l'évaluation des effets macro-économiques de projets micro-économiques ou d'interventions publiques spécifiques », Économie et Prévision, n° 60, 1983-84.
- Gautié J. (1996), L'évaluation de la politique de l'emploi en faveur des jeunes en France, Dossier du CEE, n° 8.
- Gautié J. (1998), Coût du travail et emploi, La Découverte.
- Gautié J., Gazier B, Silvera R. (avec la collaboration de D. Anxo, P. Auer, F. Lefresne) (1994), Les subventions à l'emploi : analyse et expériences européennes., La Documentation Française.
- Gazier B., Silvera R. (1994), « L'allégement du coût salarial a-t-il un effet sur l'emploi ? », Travail et Emploi, n°55.

- Gélot D. (1997), «L'impact du Contrat Initiative Emploi sur les modes de recrutement des entreprises », *Premières Synthèses*, n° 97-01/04-1, DARES.
- Gélot D., Tuchszirer C., Zilberman S. (1993), « Les effets des aides publiques à l'emploi des jeunes », *Premières Synthèses*, n° 26, juin.
- Grubb D. (1994), Direct and indirect effects of active labour market policies in OECD countries », in R. Barrel (ed), *The UK labour market*, Cambridge University Press.
- Jackman R. Pissarides C., Savouri S. (1990), « Labour Market Policies and Unemployment in the OECD », *Economic Policy*, n°11, pp. 451-490.
- Layard R., Nickell S, Jackman R. (1991), Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market, Oxford University Press, 561 p.
- Layard R., Nickell S.(1986), « Unemployment in Britain », *Economica*, 53, pp121-169.
- Lechêne V., Magnac T. (1996), « L'évaluation des politiques publiques d'insertion des jeunes sur le marché du travail : questions micro-économiques », in Les jeunes et l'emploi, La Documentation Française.
- Lefresne F. (1994), "Le cas britannique : une intervention structurelle sur le marché du travail", in Gautié J., Gazier B., Silvera R. (dir) (1994).
- Legendre F. (1998), contribution à ce numéro.
- Lion J. (1992), « Exonération pour l'embauche du premier salarié : rapport de synthèse », miméo, DARES.
- Meyer B. (1995), « Lessons from the US unemployment insurance experiments » Journal of Economic Litterature, vol.33 (1).
- OCDE (1993), Perspectives de l'Emploi, Paris
- O'Higgins N. (1995), « Less than zero, Youth Training System, job search, human capital formation and reservation wages », conférence annuelle de l'EALE, Lyon, Septembre.
- Scarpetta S. (1996), "Le rôle des politiques du marché du travail et des dispositions institutionnelles concernant le chômage : une comparaison internationale", Revue Économique de l'OCDE, n°26, pp. 1-92.
- Schmid, G., O'Reilly J., Schömann K. (eds) (1996), International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation, Edward Elgar, Cambridge, 954 p.
- US Department of Labor (1995), What's working and (what's not). A summary of research on the economic impacts of employment and training programs, Washington.
- Van der Linden B. (1997), « Effets des formations professionnelles et des aides à l'embauche : exploitation d'une enquête auprès d'employeurs belges », Économie et Prévision, n°131, 1997-5.
- Wadensjö E. (1987), "Labour Market Policy and Employment in Sweden", Labour, vol 1, n°3, pp. 3-23.

- Wadensjö E. (1995), "Effects of Labour Market Policy on Wages and Prices", in Johanneson J, Wadensjö E.: Labour market policiy at the crossroads, EFA, (1995), pp. 151-167.
- Zetterberg J.(1995), "Unemployment, Labour Market Policy and the Wage Bargaining System", in Johanneson, Wadensjö E.: Labour market policiy at the crossroads, EFA, (1995), pp. 57-115.