



Munich Personal RePEc Archive

## **Estimation of the elasticities of the model of job search on French data**

Talarowski, David

LEM UMR 8179

2012

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/38366/>  
MPRA Paper No. 38366, posted 26 Apr 2012 00:48 UTC

# Estimation des élasticités du modèle de recherche d'emploi sur données françaises

D. TALAROWSKI

LEM UMR 8179

Première révision

2011

## Résumé

Cet article exploite un sous-échantillon de l'Enquête emploi en continu de 2009 de l'INSEE pour déduire à la manière de [Lancaster et Chesher \(1983\)](#) les paramètres stylisés supplémentaires du modèle de recherche d'emploi, c'est-à-dire le salaire de réservation et les élasticités. Les informations nécessaires pour mettre en oeuvre cette approche sont minimales. Les élasticités et les salaires de réservation sont calculés sur l'ensemble de l'échantillon retenu ainsi que sur des strates construites sur le sexe et le niveau d'éducation des individus.

**Mots clés :** Salaire de réservation, probabilité de réemploi, salaire accepté, indemnités chômage, taux d'arrivée des offres, distribution des salaires offerts

**JEL codes :** J64, J65

# 1 Introduction

Cet article présente une étude du comportement de recherche d'emploi dans le modèle basique de recherche d'emploi (Flinn et Heckman, 1982; Lippmann et McCall, 1976). Le comportement de recherche des chômeurs appréciés en termes de salaire de réservation et d'élasticités

Pour les élasticités, l'article retient la méthodologie de Lancaster et Chesher (1983) qui les ont dérivées analytiquement au lieu de procéder à des estimations économétriques. Les élasticités ainsi calculées sont : l'élasticité du salaire de réservation par rapport aux indemnités chômage et par rapport au taux d'arrivée des offres et l'élasticité de la probabilité de réemploi par rapport aux indemnités chômage et par rapport au taux d'arrivée des offres. Outre sa simplicité, cette approche autorise une estimation des élasticités en disposant de peu d'information et en évitant les limites statistiques de certaines modélisations économétriques telle que l'hétérogénéité inobservée.

L'estimation des élasticités nécessitent de connaître le salaire de réservation or c'est une variable indisponible dans l'Enquête emploi qui est utilisée dans cet article. Cette difficulté est contournée en optant pour une estimation du salaire de réservation en résolvant numériquement l'équation du salaire de réservation issue de la résolution du modèle de recherche d'emploi (L'Italien et Storer, 1999). Une telle procédure demande de faire une hypothèse sur la loi de distribution des salaires qui seront supposés suivre ici une loi de Pareto. Les paramètres de la distribution sont déduits des moments de l'échantillon de l'Enquête emploi.

L'article est divisé en quatre sections. La première section expose très brièvement le modèle de recherche d'emploi et les différentes élasticités utilisées. La seconde section présente les caractéristiques de l'Enquête emploi en continu de 2009 d'où les données sont tirées. La méthodologie de calibrage du modèle du point de vue de la distribution des salaires et du point de vue des indemnités chômage est présentée dans la troisième section. La dernière section donne les résultats issus des estimations.

## 2 Modèle de recherche d'emploi et élasticités

### 2.1 Le modèle de recherche d'emploi

Dans un environnement stationnaire, les agents maximisent leur salaire avec un horizon de vie infini. Les salaires offerts sont des réalisations indépendantes de la variable aléatoire  $w$  qui a pour fonctions de distribution et de densité  $F(w)$  et  $f(w)$ . Les salariés sont caractérisés par la fonction de valeur suivante :

$$V(w) = \frac{Wdt}{1 + \rho dt} + \frac{W}{1 + \rho dt} \quad (1)$$

et les chômeurs par :

$$W = \frac{(b - c)dt}{1 + \rho dt} + \frac{1 - \lambda dt}{1 + \rho dt} V + \frac{\lambda dt}{1 + \rho dt} E_w[\max(W, V)] \quad (2)$$

Après réarrangement des équations (1) et (2) et application du principe Bellman, le salaire de réservation est défini par la relation suivante :

$$\xi = b - c + \frac{\lambda}{\rho} \int_{\xi}^{\infty} (w - \xi) dF(w) \quad (3)$$

où  $b - c$  est le montant de l'allocation chômage net des coûts de recherche,  $\rho$  est le taux de préférence pour le présent,  $\lambda$  est le taux d'arrivée des offres,  $w$  est le salaire offert et  $F(w)$  est la distribution des salaires.

Le salaire de réservation est lié positivement à l'allocation chômage et au taux d'arrivée des offres :

$$\frac{\partial \xi}{\partial b} > 0 \text{ et } \frac{\partial \xi}{\partial \lambda} > 0$$

Le taux d'arrivée des offres ( $\lambda$ ) est supposé suivre un processus de poisson. Les offres arrivent avec une probabilité constante à chaque séquence ( $dt$ ). La probabilité de réemploi ( $\theta$ ), aussi appelée taux de hasard, est donnée par la relation suivante :

$$\theta = \lambda[1 - F(w)] \quad (4)$$

La probabilité de réemploi est liée à l'allocation chômage et au taux d'arrivée des offres :

$$\frac{\partial \theta}{\partial b} < 0 \text{ et } \frac{\partial \theta}{\partial \lambda} > 0$$

## 2.2 les élasticités du modèle

Pour déterminer explicitement les élasticités ainsi le salaire de réservation, il est nécessaire de faire une hypothèse sur la forme de la distribution des salaires. [Lancaster et Chesher \(1983\)](#) ont choisi une distribution de Pareto qui a pour fonction de densité :

$$f(w) = \frac{\alpha}{w_0} \left( \frac{w_0}{w} \right)^{\alpha+1} \quad (5)$$

et pour fonction de distribution :

$$F(w) = 1 - \left( \frac{w_0}{w} \right)^\alpha \quad (6)$$

où  $\alpha$  est un paramètre d'échelle qui sera estimé par l'inverse de la variance du logarithme des salaires ( $\sigma^2$ ).  $w_0$  est le minimum de la distribution des salaires. Enfin, l'utilisation de la loi de Pareto a pour avantage de simplifier l'expression de la fonction de hasard qui s'écrit :

$$\frac{f(\xi)}{F(\xi)} = \frac{1}{\sigma^2 \xi} \quad (7)$$

Ainsi les solutions proposées par [Lancaster et Chesher \(1983, p. 1666 et 1670\)](#) permettent de calculer les élasticités du modèle de recherche d'emploi. Ces solutions sont données par les équations (8), (9), (10) et (11).

$$\eta_{\xi,b} = \frac{b}{\xi} \frac{x - \xi}{x - b} \quad (8)$$

L'équation (8) donne l'élasticité du salaire de réservation ( $\xi$ ) par rapport aux allocations chômage ( $b$ ).

$$\eta_{\xi,\lambda} = \frac{b}{\xi} \frac{x - \xi}{x - b} \quad (9)$$

L'équation (9) donne l'élasticité du salaire de réservation par rapport au taux d'arrivée des offres.

$$\eta_{\theta,b} = -\frac{b}{\sigma^2 \xi} \frac{x - \xi}{x - b} \quad (10)$$

L'équation (10) donne l'élasticité du taux de sortie du chômage par rapport aux allocations chômage.

$$\eta_{\theta,\lambda} = 1 - \frac{1}{\sigma^2} \frac{\xi - b}{\xi} \frac{x - \xi}{x - b} \quad (11)$$

Enfin, l'équation (11) donne l'élasticité du taux de sortie du chômage par rapport au taux d'arrivée des offres. L'utilisation de la loi de Pareto, pour le calcul des élasticités, n'est pas la seule possibilité puisque Lynch (1983) fournit les solutions pour calculer ces élasticités avec une loi exponentielle.

Les paramètres du modèle sont estimés sur un échantillon de l'Enquête emploi de l'Insee de 2009. Les détails sur l'Enquête emploi et l'échantillon sont donnés à la section suivante.

## 3 Les données

### 3.1 L'Enquête emploi

Jusqu'au 1<sup>er</sup> septembre 2009, l'échantillon de l'Enquête emploi est aréolaire. Le tirage est effectué sur des aires géographiques avec le recensement de 1999 comme base de sondage. Les logements ainsi tirés restent six trimestres consécutifs dans l'Enquête et seul 1/6<sup>e</sup> est remplacé chaque trimestre pour tenir compte des évolutions trimestrielles de l'emploi et du chômage.

Dès le 4<sup>e</sup> trimestre de 2011, la base de sondage sera le fichier de la Taxe d'habitation 2006 complété par des remises à jour pour tenir compte de la construction de nouveaux logements. Entre le janvier 2009 et septembre 2011, les deux bases de sondages vont coexister. La première sera alimentée par la seconde pour l'augmenter et finalement la remplacer. L'augmentation de la base de sondage devrait permettre d'améliorer les précisions des estimations effectuées sur l'Enquête emploi.

Enfin, un chômeur dans l'Enquête emploi est défini par le concept de Personne Sans Emploi à la Recherche d'un Emploi (PSERE). Cette définition suit les conventions de Genève de 1954, 1982 et 1998 (Insee, 2008, p. 7-9) et répond à trois conditions que doit remplir un individu pour être considéré comme chômeur :

1. Être sans emploi ;
2. Être disponible pour travailler ;

### 3. Être à la recherche d'un emploi.

La définition et la limite de la première condition ne pose aucun problème. Pour la seconde condition, « être disponible pour travailler » doit être comprise comme une disponibilité à travailler dans un délai de deux semaines. La dernière condition est sans doute la plus difficile à conceptualiser car elle demande des précisions tant sur la définition que sur les limites de cette dernière. Pour l'Enquête emploi, un personne est considérée à la recherche d'un emploi si elle a effectué au moins une démarche dans ce sens dans les quatre semaines précédentes la semaine de référence (semaine pendant laquelle l'individu est interrogé) ([Insee, 2008](#), p. 3-6).

## 3.2 L'échantillon

L'échantillon est constitué d'individus âgés entre 18 et 65 ans. Ils sont soit des chercheurs d'emploi soit des salariés à plein temps. Les fonctionnaires, les agriculteurs, les professions libérales, les militaires ainsi que les artisans et commerçants sont exclus afin de ne conserver que les salariés du privé au sens strict. L'échantillon est composé de 9 330 observations. Les analyses statistiques (moyennes, variance, ...) sont effectuées avec les pondération de l'Enquête emploi.

Comme le montre le [tableau 1](#) l'échantillon est surtout composé d'individus peu ou faiblement qualifiés (62,32%) avec 45,09% d'individus ayant moins que le bac et 17,23% d'individus ayant au moins le bac. Les diplômés du supérieur représente 30,68% de l'échantillon dont la moitié possède un diplôme de niveau bac +2. Ce tableau montre aussi que les femmes sont plus qualifiées que les hommes. Ce constat est confirmé par le [tableau 2](#).

	Ensemble	Hommes	Femmes
<Bac	45,09	31,29	13,80
Bac	17,23	9,70	7,53
Bac+2	18,59	9,31	9,28
Bac+3/4	8,23	3,90	4,33
Bac+5 et plus	10,86	6,54	4,32
Total	100,00	60,74	39,26

TABLE 1 – Répartition des niveaux d'éducation (en %)

En effet, l'analyse de la répartition des niveaux d'éducation par sexe dans le tableau 2 montre que le niveau d'éducation des femmes est plus élevé que celui des hommes où il y a une forte concentration d'individus avec un très faible niveau d'éducation puisque parmi les hommes, 51,51% ont un niveau d'éducation inférieur au bac alors que cette catégorie n'est que de 35,14% chez les femmes. 45,68% de la population féminine de l'échantillon a au moins un niveau d'éducation égale à bac +2 contre 32,51% de la population masculine de l'échantillon.

	Hommes	Femmes
<Bac	51,51	35,14
Bac	15,98	19,18
Bac+2	15,32	23,64
Bac+3/4	6,42	11,02
Bac+5 et plus	10,77	11,02
Total	100,00	100,00

TABLE 2 – Répartition des niveaux d'éducation par sexe (en %)

Le calcul des salaires moyens (tableau 3) ne reflète pas les différences de niveau d'éducation entre les hommes et les femmes. En effet, il y a des écarts substantiels entre les hommes et les femmes comme le montre la dernière colonne du tableau 3 où l'écart varie entre 280,94 € pour les personnes dont le niveau d'éducation est inférieur au bac jusqu'à 1 100,23 € pour le plus

haut niveau d'éducation. L'écart moyen sans distinction de diplôme est de 332,54 €

	Ensemble	Hommes	Femmes	Écart H-F
Ens.	2 068,01	2 198,55	1 866,01	332,54
<Bac	1 677,98	1 763,76	1 482,82	280,94
Bac	1 971,26	2 105,74	1 797,94	307,80
Bac+2	2 145,32	2 375,97	1 914,10	461,87
Bac+3/4	2 397,83	2 646,86	2 173,17	473,66
Bac+5 et plus	3 458,71	3 896,64	2 796,41	1 100,23

TABLE 3 – Salaires moyens en €

Le tableau 3 met nettement en évidence des écarts de salaire entre les hommes et les femmes. Ces écarts augmentent avec l'élévation du niveau d'éducation. L'écart est supérieur à 1 000 € à partir de bac +5.

## 4 Calibrage du modèle

### 4.1 les paramètres de la distribution des salaires

Le première étape est de déterminer les paramètres du modèle permettant le calcul des salaires de réservation et acceptés. Le paramètre  $w_0$  de la distribution de Pareto est estimé comme la borne inférieure de la distribution des salaires pour chaque type d'individus. Le taux de préférence pour le présent,  $\rho$ , est fixé à 4 %. Il s'agit d'une valeur courante dans la littérature. Le taux d'arrivée des offres,  $\lambda$ , est fixé à 0,36 et correspond à une valeur calculée par l'Insee.

Le paramètre  $\alpha$  est estimé par l'inverse de la variance du logarithme du salaire. Le tableau 4 donne les paramètres  $\alpha$ , la variance et l'écart-type du logarithme des salaires.

	Ensemble		Hommes		Femmes	
	$\alpha$	$\sigma^2$	$\alpha$	$\sigma^2$	$\alpha$	$\sigma^2$
Ens.	5,74	0,174	5,25	0,190	7,24	0,137
<Bac	11,02	0,090	10,43	0,095	16,07	0,062
Bac	6,28	0,159	6,18	0,161	6,96	0,143
Bac+2	7,44	0,134	6,20	0,161	10,92	0,091
Bac+3/4	5,47	0,182	4,53	0,220	7,20	0,137
Bac+5 et +	4,32	0,231	4,26	0,234	5,80	0,172

TABLE 4 –  $\alpha$  et Paramètres de dispersion des salaires – Données pondérées

Donc le paramètre  $\alpha$  vaut  $\frac{1}{\sigma^2}$  où  $\sigma^2$  est la variance du logarithme des salaires. Ces valeurs vont permettre de déterminer les salaires de réservation et les salaires acceptés des individus.

## 4.2 Les indemnités chômage

Le montant de l'indemnisation d'un individu est une fonction du salaire journalier de référence calculé de la manière suivante :

$$\text{sjr} = \frac{\sum_i w_i}{365}$$

$\sum_i w_i$  est la somme des salaires sur l'année que l'on divise par 365 ; c'est-à-dire le nombre de jours de l'année. Toutefois, il faut enlever le nombre de jours d'absence ou de jours sans contrat de travail. Le nombre jour reste fixé à 365 même lors des années bissextiles.

Après avoir déterminé le sjr il suffit d'appliquer le barème de calcul correspondant au sjr pour connaître le montant journalier de l'indemnisation (Mtj) :

$$\text{Mtj} = \min\{0,75 \times \text{sjr} ; [I ; \max\{0,574 \times \text{sjr} ; F + 0,4 \times \text{sjr}\}]\}$$

$F$  est une partie fixe égale à 11,64 € et  $I$  est un montant minimal de 26,93€.

Cette formule peut être détaillée et simplifiée de la manière suivante :

$$Mtj = \begin{cases} 0,75 \times sjr & \text{si } sjr < 35\text{€} \\ 26,93\text{€} & \text{si } sjr \in [35\ 39] \\ 11,64\text{€/jour} + 0,4 \times sjr & \text{si } sjr \in ]39\ 64] \\ 0,574 \times sjr & \text{si } sjr > 64\text{€/jour} \end{cases}$$

Il est à noter que pour un  $sjr > 64\text{€}$  le  $Mtj$  est borné à  $216\text{€}$  par jour. Le tableau 5 donne les résultats de l'application de la formule.

	Ensemble	Hommes	Femmes
Ens	1 170,77	1 244,68	1 085,38
<Bac	1 011,12	1 045,04	934,20
Bac	1 116,00	1 192,13	1 058,52
Bac+2	1 214,54	1 345,12	1 104,35
Bac+3/4	1 357,50	1 498,48	1 230,31
$\geq$ Bac+5	1 958,10	2 206,03	1 583,15

TABLE 5 – Montant des allocations chômage en €

Maintenant nous disposons de suffisamment d'information pour calculer le salaire de réservation qui est nécessaire à la détermination du salaire accepté et des élasticités.

## 5 Résultats

### 5.1 Salaires de réservation

La détermination du salaire de réservation est sans doute la plus grande difficulté à contourner dans l'estimation du modèle de recherche d'emploi. Car si [Lancaster et Chesher \(1983\)](#) disposaient d'un échantillon où cette information était disponible, la plupart des enquêtes ne donne aucun renseignement à ce sujet et l'Enquête emploi ne déroge pas à cette règle. Cette difficulté va être contournée en employant l'information à disposition ([L'Italien et Storer, 1999](#)).

En effet, comme la loi supposée des salaires est une loi de Pareto, il suffit de résoudre l'équation (3) puisque la seule inconnue à ce stade de l'analyse est le salaire de réservation. Les paramètres  $\alpha$ ,  $w_0$ ,  $b$ ,  $\rho$  et  $\lambda$  sont connus. La résolution de l'équation est effectuée numériquement à dix huit reprises en fonction du sexe et du niveau de qualification. Les résultats de cette étape sont consignés tableau 6 qui donnent le salaire de réservation mensuel des individus libellés en euro.

	Ensemble	Hommes	Femmes	Écart H-F
Ens.	1 503,25	1 592,31	1 358,78	233,53
<Bac	1 209,97	1 235,16	1 123,44	111,72
Bac	1 435,66	1 479,73	1 369,26	110,47
Bac+2	1 413,52	1 564,48	1 253,06	311,42
Bac+3/4	1 629,21	1 856,98	1 427,49	429,49
Bac+5 et +	2 230,43	2 425,01	1 777,06	647,95

TABLE 6 – Salaires de réservation en €

Le salaire de réservation des hommes est plus élevé que celui des femmes. L'écart de salaire est croissant avec le niveau d'éducation des individus. L'écart se situe à 111, 72 € pour le plus bas niveau d'éducation (inférieur au bac) pour atteindre 647, 95 € pour le plus niveau de qualification (supérieur à bac +5).

La calcul du salaire de réservation permet de déterminer le salaire accepté, noté  $x$ , dont l'équation est donnée par la relation 12

$$x = \frac{\xi}{1 - \sigma^2} \quad (12)$$

où  $\xi$  est le salaire de réservation du tableau 6 et  $\sigma^2$  est la variance du logarithme des salaires dont les valeurs sont résumées dans le tableau 4. Les résultats sont récapitulés dans le tableau 7. La dernière colonne du tableau donne l'écart de salaire accepté entre les hommes et les femmes. Les écarts sont très importants en particulier à partir de bac +5 où l'écart est de plus de 32% entre les hommes et les femmes. Les salaires sont supérieurs aux salaires de réservation.

	Ensemble	Hommes	Femmes	Écart H-F
Ens.	1 819,95	1 966,83	1 576,31	390,52
<Bac	1 330,72	1 366,01	1 197,98	168,03
Bac	1 707,20	1 765,18	1 598,74	166,44
Bac+2	1 632,93	1 864,92	1 379,36	485,56
Bac+3/4	1 993,13	2 381,73	1 654,62	727,11
Bac+5 et +	2 902,79	3 167,42	2 146,79	1020,63

TABLE 7 – Salaires acceptés

## 5.2 Les élasticités

Le calcul des élasticités grâce aux les équations (8), (9), (10) et (11) (p. 4) sont consignés dans les tableaux 8, 9, 10 et 11.

Les élasticités du salaire de réservation par rapport aux allocations chômage ( $\eta_{\xi/b}$ ) sont consignées dans le tableau 8. Les valeurs des élasticités sont inférieures à 1 mais elles sont plus élevées que celles calculées par [Addison et collab. \(2004a, 2008\)](#). Ils obtiennent, sur la partie française de l'ECHP<sup>1</sup> pour les périodes 1993–1998 et 1994–1999, des valeurs comprises entre 0,0149 et 0,2402.

	$\eta_{\xi/b}$		
	Ensemble	Hommes	Femmes
Ens.	0,3799	0,4054	0,3539
<Bac	0,3157	0,3449	0,2349
Bac	0,3570	0,4013	0,3283
Bac+2	0,4506	0,4969	0,4047
Bac+3/4	0,4770	0,4794	0,4613
Bac+5 et +	0,6248	0,7024	0,5843

TABLE 8 – Élasticités du salaire de réservation par rapport à  $b$

Par contre, [Moreau et Visseur \(1991\)](#) trouvent des élasticités comprises entre 0,10 et 0,76 sur une population de jeunes chercheurs d'emploi issus de

1. European Community Household Panel

« l'Enquête pour l'emploi » de l'INSEE de 1986. Les résultats sur l'Enquête emploi de 2009 (tableau 8, p. 12) montrent une démarcation entre les qualifications avec l'existence de « paliers ». Le premier se situe jusqu'au bac pour les hommes avec des élasticités assez proches (0,3449 et 0,4013) mais cette démarcation est absente chez les femmes puisque l'écart des élasticités entre les deux niveaux de qualification est très important. Le second palier existe entre bac +2 et bac +3/4 et il est présent chez les hommes comme chez les femmes. Le dernier palier concerne les individus ayant une qualification supérieure ou égale à bac +5 avec des élasticités supérieures aux autres paliers. Il existe une différence notable pour ce niveau d'éducation entre les hommes (0,7024) et les femmes (0,5843). Au final, les élasticités du salaire de réservation par rapport aux allocations chômage tendent à montrer que les hommes sont plus sensibles que les femmes à la hausse des allocations chômage en particulier à partir de bac +5. Pour le reste le signe des élasticités est celui attendu. C'est un des résultats théoriques du modèle de recherche d'emploi et il a pour conséquence de retarder la sortie du chômage des chômeurs puisque ces derniers sont amenés à refuser plus d'offre. Les études de [Addison et Blackburn \(2000\)](#); [Belzil \(2001\)](#) vont dans ce sens et montrent un lien positif entre salaire de réservation et allocations chômage mais elles concluent que l'effet est faible et non significatif. À l'inverse, l'étude de [Jones \(1996\)](#), suite à la diminution du taux de remplacement de 57% en 1993 au Canada, a montré une liaison négative entre le salaire de réservation et les allocations chômage. La diminution a eu pour conséquence d'allonger la durée de chômage.

	$\eta_{\xi/\lambda}$		
	Ensemble	Hommes	Femmes
Ens.	0,1078	0,1132	0,0891
<Bac	0,0620	0,0627	0,0476
Bac	0,1022	0,0968	0,0964
Bac+2	0,0738	0,0810	0,0545
Bac+3/4	0,0954	0,1146	0,0739
Bac+5 et +	0,0868	0,0697	0,0715

TABLE 9 – Élasticités du salaire de réservation par rapport à  $\lambda$

Les élasticités du salaire de réservation par rapport au taux d'arrivée des offres est (tableau 9) sont faibles avec des valeurs comprises entre 0,0627 et 0,1146 pour les hommes et entre 0,0476 et 0,0964 pour les femmes. Addison et collab. (2004a, 2008) établissent des élasticités variant entre  $-0,0180$  et  $0,0808$ . Le signe positif des élasticités confirme qu'une amélioration du taux d'arrivée des offres renchérit le salaire de réservation mais que de manière faible. Les agents revoit que modérément à la hausse leur sélectivité. Par ailleurs, les élasticités des hommes sont assez proches de celles des femmes.

	$\eta_{\theta/b}$		
	Ensemble	Hommes	Femmes
Ens.	-2,1834	-2,1289	-2,5648
<Bac	-3,4795	-3,6007	-3,7766
Bac	-2,2447	-2,4816	-2,2878
Bac+2	-3,3535	-3,0847	-4,4204
Bac+3/4	-2,6127	-2,1759	-3,3609
Bac+5 et +	-2,6975	-2,9971	-3,3931

TABLE 10 – Élasticités de  $\theta$  par rapport à  $b$

Les élasticités du taux de sortie du chômage par rapport par rapport aux allocations chômage et au taux d'arrivée des offres sont consignées dans les tableaux 10 et 11. Les résultats obtenus pour élasticités du taux de sortie du chômage par au allocations chômage font état de valeurs négatives élevées et comprises entre  $-3,6007$  et  $-2,2878$  pour les hommes et entre  $-4,4204$  et  $-2,2878$  pour les femmes. Ces dernières se démarquent avec une plus grande sensibilité aux allocations chômage que les hommes avec des différences importantes dans les trois derniers niveaux de qualification. Donc pour les données françaises, les indemnités de chômage sont liées positivement au salaire de réservation (tableau 8,p. 12) et négativement au taux de sortie du chômage.

	$\eta_{\theta/\lambda}$		
	Ensemble	Hommes	Femmes
Ens.	0,3799	0,4054	0,3539
<Bac	0,3157	0,3449	0,2349
Bac	0,3570	0,4013	0,3283
Bac+2	0,4506	0,4969	0,4047
Bac+3/4	0,4770	0,4794	0,4613
Bac+5 et +	0,6248	0,7024	0,5843

TABLE 11 – Élasticités de  $\theta$  par rapport à  $\lambda$

Les élasticités du taux de sortie du chômage par rapport au taux d'arrivée des offres est positif et croissante avec le niveau d'éducation pour l'ensemble des individus. Elles sont comprises entre 0,3449 et 0,7024 pour les hommes et entre 0,2349 et 0,5849 pour les femmes. Pour [Addison et Blackburn \(2000\)](#) et [Addison et collab. \(2004a\)](#), elles sont comprises entre 0,207 et 0,247 (sans distinction du niveau de qualification ni du sexe). Donc l'amélioration du taux d'arrivée des offres augmente le taux de sortie du chômage. Néanmoins, l'effet est amoindri par la hausse du salaire de réservation entraînée par l'amélioration du taux d'arrivée des offres (tableau 9,p. 13).

## 6 Conclusion

Avec peu d'information sur les salaires de réservation et les salaires acceptés, il est possible d'estimer les paramètres du modèle de recherche d'emploi en utilisant l'approche de [Lancaster et Chesher \(1983\)](#). Dans cet article, on a employé l'Enquête emploi de 2009 afin d'évaluer par niveau d'éducation et genre les salaires de réservation et les élasticités du modèle de recherche d'emploi. On a retrouvé les résultats de la théorie en ce qui concerne le sens des élasticités. Le résultats sont proches de ceux de la littérature sauf pour les élasticités du taux de sorties par rapport aux allocations chômage qui sont plus élevées. [Cases \(1996\)](#) explique que la grande variabilité des résultats rencontrés est liée à la sensibilité aux modèles et aux données employés.

L'amélioration du taux d'arrivée des offres accélère les sortie du chômage même en tenant compte de l'effet positif sur le salaire de réservation. Les allocations chômage ont quant à elle des effets bien opposés en augmentant le salaire de réservation et diminuant le taux de sortie du chômage. Toutefois, il faut relativiser ces interprétations négatives puisque ce comportement permet aux chômeurs de faire le choix d'une offre de meilleure qualité. [Hughes et collab. \(1996\)](#) abondent aussi dans ce sens et disent :« *les effets désincitatifs d'une hausse de l'indemnisation sont compensés par l'effet stimulant positif que l'indemnisation entraîne grâce à la hausse du revenu des chômeurs* » cités par [Algan et collab. \(2005, p. 7\)](#). D'auteurs attirent aussi l'attention sur le fait que les allocations chômage doivent être considérées comme un investissement pour le recherche d'emploi. Dans ce cas l'étude des effets des allocations chômage sur la reprise d'emploi doit aussi poser la question de la qualité de l'appariement qu'elle permet et ne plus seulement se focaliser sur les effets négatifs sur la durée de chômage.

## Références

- Addison, J. et M. Blackburn. 2000, «The effects of unemployment insurance on post-unemployment earnings», *Labour Economics*, , n° 7, p. 21–53.
- Addison, J. T., M. Centeno et P. Portugal. 2004, «Reservation wages, search duration, and accepted wages in europe», , n° 1252. URL <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp1252.html>.
- Addison, J. T., M. Centeno et P. Portugal. 2004a, «Key elasticities in job search theory : International evidence», , n° 1314. URL <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp1314.html>.
- Addison, J. T., M. Centeno et P. Portugal. 2008, «Unemployment benefits and reservation wages : Key elasticities from a stripped-down job search approach», , n° 3357. URL <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp3357.html>.
- Addison, J. T. et P. Portugal. 2001, «Job search methods and outcomes», , n° 349. URL <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp349.html>.
- Algan, Y., P. Cahuc, B. Decreuse, F. Fontaine et S. Tanguy. 2003, «Allocations chômage : une subvention à la recherche d'emploi?», , n° 34.
- Algan, Y., P. Cahuc, B. Decreuse, F. Fontaine et S. Tanguy. 2005, «L'indemnisation chômage : au-delà d'une conception "désincitative"», *Document de Travail*.
- Belzil, C. 2001, «Unemployment insurance and subsequent job duration : Job matching vs unobserved heterogeneity», *Série Scientifique du CIRANO*.
- Cahuc, P. 2003, *Microéconomie du marché du travail*.
- Cahuc, P. et A. Zylberberg. 2001, *Le marché du travail*, Ouvertures Economiques, De Boeck Université.
- Cases, C. 1996, «Assurance chômage et offre de travail», *Economie et statistique*, , n° 291-292, p. 139–150.

- Chéron, A. et G. Ding. 2008, «La relation entre le niveau de salaire perçu et les transitions d'emploi à emploi en France : une remise en cause des modèles de recherche d'emploi?», *Economie et Statistique*, , n° 412.
- Clerc, D. 2009, «Avancées et limites du RSA», *Projet 208 - CEE*, p. 30–37.
- Flinn, C. et J. Heckman. 1982, «New methods for analyzing structural models of labor force dynamics», *Journal of Econometrics*, vol. 18, p. 115–168.
- Florens, J., D. Fougère et P. Werquin. 1990, «Durées de chômage et transitions sur le marché du travail», *Document de Travail du Grege*, , n° 90B07.
- Hughes, J., J. Peoples et R. Perlman. 1996, «The differential impact of unemployment insurance on unemployment duration by income level», *International Journal of Manpower*, , n° 17, p. 18–33.
- Insee. 2008, «Enquête emploi en continu (depuis 2003)», *Sources et Méthodes*.
- Jones, S. 1996, «Effects of benefit rate reduction and changes entitlement (bill c-113) on unemployment, job search behaviour and new job quality», *Human Resource Development Canada, Ottawa*.
- Lancaster, T. et A. Chesher. 1983, «An econometric analysis of reservation wages», *Econometrica*, vol. 51, n° 6, p. 1661–1676.
- Lippmann, S. et J. McCall. 1976, «The economics of job search : A survey.», *Economic Inquiry*, p. 155–189.
- L'Italien, F. et P. Storer. 1999, «Répercussions d'une faible inflation sur les erreurs de recherche d'emploi des chômeurs», *Document de Travail R-99-17F, Développement des ressources humaines Canada*.
- Lynch, L. 1983, «Job search and youth unemployment», *Oxford Economic Paper*, , n° 35, p. 271–282.
- Moreau, A. et M. Visseur. 1991, «Durée du chômage des jeunes en France :», *Annales d'économie et de statistique*, , n° 20/21, p. 257–278.
- Mortensen, D. T. 1986, *Job Search and Labor Market Analysis*, vol. II, Elsevier Science Publisher BV, 850-919 p..

Rogerson, R. et R. Wright. 2002, «Search-theoretic models of the labor market : A survey», *PIER Working Paper 02-041*.

Stigler, G. J. 1962, «Information in the labor market», *Journal of Political Economy*, vol. 70, p. 94–104.

Tanguy, S. 2006, «Recherche d'emploi : entre assurance et incitation», *Revue d'économie politique*, vol. 116, p. 43–64.