

DOCUMENT DE TRAVAIL - L.E.S.T.-UMR 6123

Université de Provence (U1) et Université de la Méditerranée (U2) - 35 avenue J. FERRY - 13626 AIX-EN-PROVENCE CEDEX

Tél. : Standard : 04.42.37.85.00 - Fax : 04.42. 26.79.37 Email lest@univ-aix.fr

<http://lest.univ-aix.fr>

Communication aux 11^{èmes} Journées d'études sur les données longitudinales
dans l'analyse du marché du travail
Genre et Données longitudinales
Dijon 27 et 28 mai 2004

Vie en couple, densité des emplois et insertion professionnelle : Quels effets selon les genres ?

Eric Cahuzac¹, Vanessa di Paola², Isabelle Recotillet³

Introduction

Les caractéristiques des demandeurs d'emploi, telles que le sexe, l'âge, ou encore le diplôme jouent un rôle régulièrement mis en évidence dans l'analyse des probabilités d'accès à l'emploi. Au delà de ces caractéristiques individuelles, la spécificité des marchés du travail et l'existence de coûts (quasi)fixes de production liés à l'embauche ou au licenciement des travailleurs (Abowd et Kramartz, 2003) posent question dans les problèmes d'appariement au sens de Jovanovic (1979). Ce constat, amplifié par les tensions qui existent sur le marché du travail, est contrasté selon la densité des marchés c'est-à-dire les concurrences entre firmes mais aussi entre travailleurs. Ainsi, les marchés ruraux du travail sont, contrairement aux marchés urbains, caractérisés par des difficultés d'appariement entre firmes et travailleurs (Hesley et Strange, 1990 ; Thisse et Zenou, 1995 ; Hamilton, Thisse et Zenou, 2000) ce qui devrait se traduire par des temps passés à la recherche d'emploi plus importants. Ce phénomène peut être accentué sur les marchés de petite taille, par une probabilité plus faible de recevoir un emploi acceptable (Détang-Dessendre *et al*, 2002).

Parallèlement à ce premier constat, un certain nombre de travaux sur le «gender differentiation» (Royalty, 1998; Sicherman, 1996) montrent tout l'intérêt de distinguer les comportements des hommes et des femmes sur le marché du travail. Parmi les arguments avancés par Royalty (1998), retenons que la participation en pointillés d'une partie de la main d'œuvre féminine peut conduire à un investissement en capital humain inférieur à celui des hommes ; que les contraintes n'émanant pas du marché du travail, telles que la localisation du conjoint, la naissance d'enfants... peuvent perturber les prédictions obtenues dans le cadre des théories du job search ou du job matching (Keith, McWilliams, 1995, Duguet, Simmonet 2003). Conscients de ce fait, Topel et Ward (1992) par exemple font le choix de ne s'intéresser qu'à la mobilité des hommes ; tandis que d'autres travaux tels que ceux de Lynch (1991) se focalisent uniquement sur le comportement des jeunes femmes. Nous prendrons le parti ici de travailler sur l'ensemble de la population, en cherchant à révéler les différenciations des comportements individuels des hommes et des femmes sur le marché du travail.

Compte tenu de ces avancées nous nous proposons d'analyser les trajectoires des sortants de formation en 1998 en mettant l'accent sur la notion de couple. Il nous semble en effet que la vie en couple peut expliquer une partie des mobilités (ou les non mobilités) observées en début de vie active, notamment si l'on considère que le salaire de réserve n'est plus celui de l'individu mais celui du couple (Blundell *et al*, 2002). Ainsi le fait même d'être en couple modifie les positions des individus sur le marché du travail, cette modification étant elle-même sensible à la différenciation par genre.

¹ INRA, ESR, Auzeville B.P. 27, 31326 Castanet-Tolosan, tél : 05.61.28.53.41, e-mail : cahuzac@toulouse.inra.fr

² Lest, 35 av. Jules Ferry, 13626 Aix-en-Provence, tél : 04.42.37.85.28, e-mail : dipaola@univ-aix.fr

³ Lest-Céreq, , 35 av. Jules Ferry, 13626 Aix-en-Provence, tél : 04.42.37.85.37, e-mail : recotill@univ-aix.fr

Une troisième dimension vient s'ajouter en complément à celle de genre et de vie de couple lorsqu'il est question de s'intéresser au comportement des offreurs de travail, c'est le contexte local (Duguet Simmonet, 2003) : les femmes résidant en ville sont-elles plus souvent au chômage mais moins longtemps que les hommes ? La vie en couple réduit-elle cette différence ? Sur les marchés denses, l'offre d'emploi est abondante ce qui accroît la probabilité de trouver un emploi mais diminue les chances d'y accéder compte tenu des concurrences entre travailleurs. A qui la densité des emplois bénéficie-t-elle ? Et dans quelles mesures ? Autrement dit, les emplois féminins ne sont-ils pas plus courts, et ou dévalorisés dans les marchés denses ? En effet, la faiblesse des offres d'emploi dans les marchés peu denses semble entraîner une dévalorisation des diplômés et les femmes seraient plus sensibles à ce phénomène. Cette dépréciation du capital humain pourrait être évitée par une mobilité professionnelle (Détang-Dessendre, Molho, 1999). Est-ce un phénomène propre aux emplois masculins ? Les études empiriques montrent que ce n'est pas le cas, mais que chez les hommes seules les catégories socioprofessionnelles basses sont touchées (Allaire G., E. Cahuzac et G. Tahar 2000) tandis que chez les femmes le phénomène est plus général. Le retrait du marché du travail apparaît alors comme une alternative plus présente chez les femmes.

Les trajectoires sur le marché du travail des individus vivant en couple ont été assez peu analysées (on peut noter toutefois Lollivier, 2001) et encore moins en tenant compte des spécificités (densité des emplois) de ces marchés. De par sa richesse d'information l'enquête Génération 98 va nous permettre d'apporter quelques éléments de réponse afin d'éclairer ces comportements, notamment à l'aide d'outils relevant de l'économétrie du longitudinal.

Dans une première partie consacrée à une analyse descriptive, au delà de la présentation de l'échantillon de travail, nous exposons dans quelle mesure les jeunes interrogés dans l'enquête Génération 1998 sont concernés par la vie en couple, et comment ils se répartissent sur les zones d'emplois urbaines et rurales, à la fois pour l'ensemble de la population, mais également selon qu'il s'agit des jeunes hommes ou des jeunes femmes afin de mettre en évidence d'éventuelles différences de genres sur ces deux éléments. Dans une deuxième partie, nous proposons quatre hypothèses fondées sur les développements qui précèdent, et à partir de modèles économétriques appropriés, nous interrogeons leur validité. La dernière partie propose, à partir de notre analyse, une première conclusion quant au rôle différencié pour les hommes et pour les femmes de la vie en couple et de la densité des marchés (la conjugaison de ces facteurs en particulier) dans l'insertion sur le marché du travail.

1. Vie en couple, densité des marchés, insertion professionnelle : quelques repères.

Génération 98

Les données utilisées sont issues de l'enquête Génération 98 réalisée par le Centre d'Études et de Recherches sur les Qualifications (Céreq). Cette enquête concerne 55 000 jeunes sortants du système éducatif en 1998 à tous les niveaux de formation et toutes spécialités de formation confondues, représentant les 750 000 primo-sortants au niveau national à cette date.

Les données, rétrospectives, permettent d'analyser les trois premières années de vie active. L'enquête a pour objet de rendre compte des différentes composantes des parcours d'insertion professionnelle : elle fournit des informations individuelles socio-démographiques, scolaires et relatives à la situation à l'égard du marché du travail. L'ensemble des situations concernant le marché du travail et le statut matrimonial est daté et synthétisé au travers du calendrier professionnel et familial renseignant sur tous les états des individus interrogés, mois par mois, de janvier 1998 à mars 2001.

Nous classons les lieux de fin d'études et de résidence à la date de l'enquête selon leur appartenance à un marché urbain ou rural du travail, définis à partir du Zonage en Aire Urbaine de l'Insee (Le Jeannic, 1997). Appartiennent à un marché urbain du travail toutes les communes de « l'espace à dominante urbaine » qui regroupe les communes offrant plus de 5000 emplois (pôles urbains) et les communes dont au moins 40% de la population ayant un emploi travaille dans un ou plusieurs pôles ou dans des communes attirées par ceux-ci (communes périurbaines et communes multipolarisées). Appartiennent à un marché rural du travail toutes les communes de « l'espace à dominante rurale » qui

regroupe l'ensemble des communes n'appartenant pas aux catégories précédentes (Schmitt *et al*, 2002).

Vie en couple et insertion

La mise en couple et l'entrée sur le marché du travail sont des événements essentiels marquant le passage à la vie adulte (Hanchane et Recotillet, 2004). La construction du parcours professionnel et la mise en couple sont interdépendants, l'autonomie financière étant nécessaire pour pouvoir s'installer, et inversement, la volonté de se mettre en couple, incite à disposer de moyens financiers suffisants pouvant le plus souvent n'être procuré que par l'occupation d'un emploi. Aussi, on peut s'interroger sur les liens existants entre vie de couple et positionnement sur le marché du travail lors des premières années qui suivent la sortie du système scolaire.

Si l'on constate, qu'au terme des trois années d'observation de Génération 1998, une large majorité des jeunes sont en emploi stable (52 % en CDI ou fonctionnaires à la date d'enquête), ils ne sont que 34 % à être en couple⁴. On observe que chez les jeunes pour lesquels l'insertion n'est pas stabilisée, la mise en couple est plus rare que pour les autres puisque parmi les jeunes en couple à la date d'enquête, une minorité – 7.4 % – est au chômage, alors que 62 % sont en CDI ou fonctionnaires. Plus encore, plus de 74 % des jeunes au chômage trois ans après la sortie de l'école, n'ont jamais été en couple sur ces trois années (contre 61 % pour les jeunes en emploi). Les situations sont très marquées selon les genres puisque chez les femmes, 38.3 % des chômeuses sont en couple, contre seulement 9.5% parmi les hommes.

Densité des marchés et insertion

A la date de l'enquête, la structure à l'égard du marché du travail, est similaire en milieu urbain comme en milieu rural: 81 % des jeunes sont en emploi, 10 % au chômage. Pour autant, si l'on s'interroge sur les types de contrats expérimentés selon ce gradient, des différences apparaissent. En effet, à la date d'enquête, en milieu urbain, 53% des jeunes sont soit fonctionnaires, soit sur CDI et 47% des jeunes occupent un autre statut – non pérenne – d'emploi, alors que la situation est inversée en milieu rural. Ce constat tend à montrer que l'accès à la stabilité de l'emploi serait plus long en milieu rural qu'en milieu urbain, mais il peut refléter également un niveau de productivité individuelle moyenne plus faible moyenne dans les zones d'emploi peu denses qui réduirait la vitesse d'insertion.

Vie en couple et densité des marchés

Parmi les jeunes, comme c'est le cas pour l'ensemble de la population, la répartition entre zones rurales et urbaines met en évidence une nette domination de l'urbain : 83 % des jeunes à la fin de leurs études résident dans une aire urbaine et ce chiffre est sensiblement le même 3 ans plus tard même si ce ne sont pas les mêmes jeunes. On retrouve logiquement cette partition parmi les jeunes en couple, à savoir que 85% des jeunes en couple résident en zone urbaine à la date de l'enquête. Une assez forte homogénéité des fréquences des situation de couple selon l'aire de résidence peut être mise en avant (36% des jeunes en milieu urbain sont en couple à la date d'enquête, 34% des jeunes en milieu ruraux). La distinction relative à la mise en couple ne se fait donc pas selon l'aire de résidence ; elle pourrait par contre être plus grande selon les genres, et peut être encore davantage si l'on croise les effets de genre et de localisation géographique.

La répartition hommes/femmes au sein de l'échantillon comme sur les zones considérées est très légèrement plus masculine : globalement on trouve 51 % d'hommes sur l'ensemble de la population. La mise en couple quant à elle est différenciée selon les sexes et les zones de résidence. En effet, globalement, si l'on constate à la date d'enquête que les femmes sont plus en couples que les hommes (45 % des femmes sont en couple, contre seulement 23 % des hommes), on constate qu'en zone rurale les femmes sont davantage en couple que les hommes puisque parmi les personnes en couple, en milieu urbain 64 % sont des femmes, tandis qu'en milieu rural, on en trouve 70 %. Les hommes sont

⁴ Chiffre à relativiser compte tenu de la moyenne d'âge de l'échantillon (21 ans)

quant à eux légèrement plus en couple à la ville qu'à la campagne (24% des hommes en milieu urbain contre 19 % en milieu rural).

A la vue de ces premiers résultats il est légitime de s'interroger sur la significativité de ces différences ainsi que sur leurs origines. Derrière ce constat ne se cache-t-il pas un effet de structure de la répartition de la population entre zones, en d'autres termes, à niveau de qualification et origine sociale données, est-ce que ces tendances sont toujours vérifiées ? Dans quelle mesure la trajectoire et la position professionnelle des jeunes sont-elles influencées par la vie en couple et le choix du lieu de résidence ? Dans quelle mesure également cette influence est singulière pour les femmes comparativement aux hommes ?

Encadré 1 – Modélisation économétriques des hypothèses testées

Le test des quatre hypothèses requiert l'utilisation de quatre types de modélisations économétriques, un modèle de durée, un modèle de comptage, un modèle Probit bivarié ainsi qu'un modèle Probit simple. Nous donnons ici la présentation des trois premiers (cf. Greene, 2003)

1. Un modèle de durée à risque constant par morceaux avec variable dépendant du temps

Le modèle de durée à risque constant par morceaux appartient à la famille paramétrique des modèles de durée mais offre une paramétrisation flexible du temps grâce au découpage de la fonction de risque en intervalles de temps. Cette modélisation nous permet, de plus, d'introduire une variable dépendant du temps, pour ce qui nous concerne, la date de mise en couple. Ainsi, sur chacun des intervalles de temps, la variable de mise en couple peut prendre des valeurs différentes selon que l'événement "mise en couple" s'est réalisé ou non. Pour plus de détails sur les modèles à risques constants par morceaux et la prise en compte de variables variant dans le temps, nous renvoyons à Lancaster (1990) ou Blossfeld et Rohwer (1995)

$$h_i(t_i; x_i) = \exp \left(\sum_m I_{im} d_{im} + a_m VC_m + x_i' b \right)$$

avec d_m défini comme suit :

$$d_m(t) = \begin{cases} 1 & \text{si } c_{m-1} \leq t < c_m \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

où $[c_{m-1}; c_m[$ définit l'intervalle de temps.

L'indicatrice de mise en couple est définie comme suit :

$$VC_m = \begin{cases} 1 & \text{si la vie en couple a débuté entre } c_{m-1} \text{ et } c_m \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

2. Un modèle de comptage : modèle de Poisson avec excès de zéros (ZIP)

Le modèle ZIP s'applique lorsque l'on cherche à expliquer l'effet de variables individuelles sur la réalisation d'un nombre restreint d'occurrences et que l'on traite la non occurrence comme un processus à part. Dans notre cas, nous modélisons le nombre de mois de chômage ainsi que le nombre d'épisodes de chômage. Pour des développements théoriques plus détaillés, voir Lancaster (1990) ou Woolridge (2002) et pour une application à la récurrence du chômage chez les jeunes, voir Recotillet et Werquin (2003).

$$P(Y = 0 | x_i) = e^{-q}$$

$$P(Y = y_i | x_i) = \frac{(1 - e^{-q}) e^{-1} I_i^{y_i}}{y_i! (1 - e^{-1})}$$

et on suppose de manière usuelle que :

$$y_i = \exp(x_i' b)$$

3. Un modèle Probit bivarié

Le modèle Probit bivarié s'applique dans le cas où deux événements discrets ont des facteurs inobservables corrélés ; il représente une extension naturelle du modèle Probit simple. Pour ce qui nous concerne, on suppose que la probabilité d'être au chômage depuis plus de 6 mois est corrélée à la probabilité d'être en couple. Ainsi, nous modélisons deux équations simultanément, en tenant compte de la corrélation des termes d'erreurs des deux équations. Pour plus de détails, voir Woolridge (2002) et Greene

$$y_1^* = x_1' b_1 + e_1, \quad y_1 = 1 \text{ si } y_1^* > 0, 0 \text{ sinon}$$

$$y_2^* = x_2' b_2 + e_2, \quad y_2 = 1 \text{ si } y_2^* > 0, 0 \text{ sinon}$$

$$\text{Cov}(e_1, e_2) = r$$

on suppose que les termes d'erreurs suivent une loi Normale bivariée $N(0,0,1,1,\rho)$, de sorte que les fonctions de répartition et de densité sont distribuées selon une loi Normale bivariée, respectivement

(2003). Pour une application et le calcul des effets marginaux, voir Greene (1998). $\Phi(x_1, x_2, \mathbf{r})$ et $\mathbf{f}(x_1, x_2, \mathbf{r})$

2. Hypothèses et résultats

L'analyse de l'insertion des jeunes sur le marché du travail tend à mobiliser un certain nombre de facteurs tels que le genre, le niveau d'étude ou encore les origines sociales. Ces facteurs permettent en effet de mettre en avant certains arguments quant à des effets de discrimination ou encore de signalement. Pour autant, il nous semble qu'au delà de ces aspects usuellement retenus, la densité des marchés ainsi que la vie en couple sont des éléments qui méritent d'être étudiés. Les simples constats évoqués dans la section précédente tendent à montrer qu'effectivement, les situations à l'égard du marché du travail se différencient selon que l'on est en couple ou non, selon que l'on réside dans un milieu urbain ou rural et d'autant plus que l'on est une femme ou un homme.

Dans cette section, nous allons nous pencher sur les liens pouvant exister, toutes choses égales par ailleurs, entre la vie en couple, la densité des marchés et l'insertion professionnelle. Dans cette optique, nous formulons 4 hypothèses que nous testons, à partir de l'enquête Génération 1998, au regard du genre et de la densité des marchés.

Hypothèse 1 : la vie en couple accélère le processus d'insertion de façon différenciée selon la densité des marchés.

Hypothèse 2 : le constat établi d'un chômage plus long et moins fréquent en milieu rural qu'en milieu urbain est valide dans les premières années de vie active.

Hypothèse 3 : le retrait d'activité du marché du travail est plus fréquent chez les femmes en milieu rural.

Hypothèse 4 : la probabilité d'être dans une situation de chômage diminue lorsque le jeune vit en couple.

2.1. Vie en couple, densité et accès au 1^{er} emploi stable

La notion de densité des marchés du travail peut conduire à distinguer les aires urbaines où l'emploi est concentré et en moyenne plus qualifié des zones dites rurales où les emplois sont moins nombreux et plus dispersés (Goffette-Nagot et Schmitt, 1999). Ces zones se distinguent alors en particulier par leur taux d'arrivée des offres d'emploi qui est plus dense en milieu urbain. Dès lors, l'impact sur la probabilité de trouver un emploi « acceptable » au regard de la théorie du *job search* (MacCall, 1970) diffère selon que l'on se trouve en milieu rural ou en milieu urbain. En effet, non seulement les offres sont plus rares en milieu rural, diminuant donc la probabilité de trouver un emploi, mais elles sont assorties de niveaux de salaire globalement plus bas qu'en milieu urbain (Détang-Dessendre *et al.*, 2002 ; Gagné, 2000). Ainsi, plus les marchés sont denses, plus la probabilité de recevoir une offre d'emploi avec un salaire supérieur à son propre salaire de réserve est accrue. La vie en couple va influencer ces effets anticipés. En effet, le fait de vivre en couple va influencer sur le niveau du salaire de réserve : si l'on fait l'hypothèse que la vie en couple diminue le salaire de réserve individuel, la probabilité de rencontrer une offre d'emploi acceptable augmente lorsque l'individu est en couple. Ainsi, on peut supposer que la vie en couple accélère le processus d'insertion de façon différenciée selon la densité des marchés, qui est notre hypothèse *H1*.

Pour tester cette hypothèse, nous nous intéressons à la durée d'accès au premier emploi stable, que nous avons caractérisé par le fait que sa durée dépassait 6 mois, quel que soit le statut de l'emploi trouvé. Dans l'analyse de ce modèle de durée (*cf.* encadré 1), nous nous intéressons en particulier à deux groupes de variables explicatives : celles caractérisant l'antériorité de la vie en couple, et celles traduisant la zone rurale ou urbaine de résidence à la fin des études.

Tableau 1 : Modèles de durées à hasard constant

	Ensemble	Hommes	Femmes
T1]0,2[-3.579***	-3.834***	-3.867***
T2]2,4[-3.537***	-3.779***	-3.830***
T3]4,6[-3.791***	-4.059***	-4.051***
T4]6,8[-4.043***	-4.277***	-4.336***
T5]8,10[-4.192***	-4.456***	-4.450***
T6]10,21[-4.346***	-4.652***	-4.561***
T7]21,32[-4.979***	-5.286***	-5.183***
T8]32,41[-8.427***	-8.904***	-8.502***
Vie en couple en T1	0.005***	0.007***	0.003*
Vie en couple en T2	0.009***	0.011***	0.009***
Vie en couple en T3	0.010***	0.012***	0.010***
Vie en couple en T4	0.011***	0.015***	0.010**
Vie en couple en T5	0.010**	0.013*	0.008*
Vie en couple en T6	0.015***	0.023***	0.011***
Vie en couple en T7	0.008	0.014	0.006
Vie en couple en T8	0.050	0.069	0.041
Niveau I	-0.182***	-0.104**	-0.237***
Niveau II	-0.052*	-0.051	-0.081**
Niveau III	Ref	Ref	Ref
Niveau IV Sec.	-0.278***	-0.094**	-0.442***
Niveau IV Sup.	-0.049	0.035	-0.095*
Niveau V	-0.482***	-0.223***	-0.755***
Niveau V Bis	-0.828***	-0.568***	-1.087***
Niveau VI	-0.798***	-0.454***	-1.129***
Age en 1998	0.010**	0.017***	0.007
Père français	Ref	Ref	Ref
Père magreb	-0.081***	-0.077*	-0.100**
Père autre	-0.026	-0.028	-0.025
Diplômé	0.222***	0.224***	0.242***
Expérience prof. étudiante	0.001	0.011	0.037
Père dans privé	0.119***	0.104***	0.123***
Père dans public	0.071***	0.064*	0.083**
Père au chômage	-0.035	-0.057	-0.003
Père inactif	Ref	Ref	Ref
Mère dans privé	0.134***	0.113***	0.147***
Mère dans public	0.088***	0.089***	0.085***
Mère au chômage	0.048	0.077	0.032
Mère inactives	Ref	Ref	Ref
Spécialité générale	Ref	Ref	Ref
Spécialité industrielle	0.434***	0.462***	0.267***
Spécialité tertiaire	0.397***	0.370***	0.445***
Femme urbaine	-0.252***		
Femme rurale	-0.291***		
Homme urbain	-0.076**		
Homme rural	Ref	Ref	Ref
Rural		0.054*	-0.024
Taux d'actifs occupés	3.070***	2.810***	3.451***
Discrimination à l'embauche	-0.159***	-0.122***	-0.190***

La significativité des coefficients est notée : * significatif au seuil de 5%, ** au seuil de 1%, *** au seuil de 0.1%.

L'analyse des chances de sortie vers le premier emploi de plus de six mois met en évidence un certain nombre de résultats confortant l'hypothèse *H1*, en soulignant une amplification du phénomène pour les femmes. En effet, nous observons, que toutes choses égales par ailleurs, la vie en couple accélère l'accès au premier emploi, appuyant – dans un cadre d'analyse se référant à la théorie de la recherche d'emploi – l'hypothèse que le salaire de réserve d'un individu en couple est plus faible que celui d'un célibataire. Ceci reste vrai même pour les durées de chômage les plus longues, en particulier, on observe que si l'individu n'a pas accédé au premier emploi de plus de six mois au bout du 10^{ème} mois (6^{ème} intervalle de temps retenu, au-delà la variable de mise en couple n'est pas significative). Si l'individu est en couple, sa probabilité de sortir vers l'emploi augmenté par rapport à un individu qui

serait célibataire. Tout porte à croire alors que le résultat connu d'hystérésis du chômage (Decreuse, di Paola, 2002) a un effet moindre lorsque l'individu est en couple.

Les variables traduisant la zone de résidence à la fin des études révèlent, toutes choses égales par ailleurs (niveau d'étude, spécialité de formation, origine sociale, âge), que les jeunes résidant en milieu rural accèdent plus lentement à ce 1^{er} emploi stable que ceux résidant en zone urbaine. La densité des marchés explique ici ce résultat : le taux d'arrivée des offres est plus faible en zone rurale.

L'accès à ce premier emploi de plus de 6 mois est comme on pouvait s'y attendre, plus rapide pour les hommes que pour les femmes, et cette différence est assez marquée. Si l'on s'intéresse aux effets croisés de genre et de densité des marchés, on observe un effet discriminant de la densité sur la population masculine (les hommes résidant en milieu urbain accédant moins rapidement au 1^{er} emploi stable) tandis que la différence d'accès à l'emploi selon la zone considérée pour les femmes n'est pas significative. Enfin, si l'on estime deux modèles distincts selon les genres, on observe des effets identiques quant au rôle du couple sur l'accès au premier emploi de plus de 6 mois.

En conclusion, les résultats obtenus ici valident l'hypothèse *H1* : la vie en couple accélère le processus d'insertion. On peut cependant préciser que l'accès à l'emploi est facilité pour les hommes résidant en milieu rural ce qui n'est pas vrai pour les femmes, ces dernières ne connaissant pas plus de difficultés que leurs homologues urbaines. Toutefois, rien ne nous dit que cette trajectoire n'est pas accompagnée de chômage, aussi nous regardons dans la section suivante la part du chômage dans le parcours à la sortie de formation.

2.2. Durée de chômage et récurrence au chômage

Des travaux réalisés sur la spatialisation de la prospection d'emploi (Détang-Dessendre et al., 2002 ; Gagné 2000), il ressort que si la prospection d'emploi se fait dans une zone proche de son lieu de résidence, alors la probabilité de trouver une offre acceptable est plus élevée pour les travailleurs urbains que pour les travailleurs ruraux. Il semble donc évident, puisque le taux d'arrivée des offres de salaire n'est pas uniforme selon la zone⁵ – la densité des emplois augmentant le nombre d'offres acceptables – que la probabilité de réemploi dépend de la structure locale des marchés du travail.

Nous proposons ici de voir, à structure de qualification donnée, si la densité des emplois profite plus aux hommes qu'aux femmes en terme de réemployabilité. En d'autres termes, le schéma "on chôme moins souvent mais plus longtemps dans les espaces ruraux que dans les zones urbaines", que proposait Jayet (1985, 1988) est-il également vrai dans les premières années de vie active pour des jeunes diplômés mais aussi selon le genre ? Nous testerons donc ici *H2*.

Compte tenu de la nature de nos deux variables étudiées (le nombre de mois de chômage cumulés et le nombre d'épisodes de chômage) nous proposons une analyse par les modèles de comptage (*cf.* tableau 2). Nous mettons en œuvre un modèle dans lequel les durées nulles de chômage sont supposées ne pas être régies par le même processus que les données positives. En effet, on peut facilement penser que la part importante de durées nulles observées relève d'une logique particulière telle que la prise d'un emploi avant la fin des études. Aussi outre le niveau de qualification nous avons introduit certaines variables qui enregistrent l'activité de l'individu avant sa sortie de formation (avoir fait des jobs étudiants, des stages, des petits boulots).

⁵ Goffette-Nagot et Schmitt (1999) montrent que les emplois dans les bassins d'emploi ruraux sont moins nombreux et également davantage dispersés.

Tableau 2 : Modèles de comptage

	Durée cumulée de chômage	Nombre d'épisodes de chômage
Niveau I	0.158***	-0.077*
Niveau II	0.164***	-0.166***
Niveau III	Ref	ref
Niveau IV Sec.	0.351***	0.108***
Niveau IV Sup.	0.111***	-0.013
Niveau V	0.653***	0.192***
Niveau V Bis	0.805***	0.056
Niveau VI	0.781***	-0.126**
Age en 1998	0.017***	-0.025***
Père français	Ref	ref
Père magreb	0.046***	-0.019
Père autre	0.044***	-0.006
Diplômé	-0.175***	-0.082***
Expérience prof. étudiante	-0.019***	0.178***
Père dans privé	-0.121***	-0.077***
Père dans public	-0.089***	-0.049**
Père au chômage	-0.019	-0.016
Père inactif	Ref	ref
Mère dans privé	-0.125***	-0.060***
Mère dans public	-0.096***	-0.048**
Mère au chômage	-0.039***	0.046
Mère inactive	Ref	ref
Spécialité générale	Ref	ref
Spécialité industrielle	-0.230***	-0.223***
Spécialité tertiaire	-0.191***	-0.251***
Antériorité du couple	-0.003***	-0.005***
Femme urbaine	0.224***	0.135***
Femme rurale	0.252***	0.262***
Homme urbain	0.059***	0.027
Homme rural	Ref	ref
Taux d'actifs occupés	-3.356***	-2.618***
Discrimination à l'embauche	0.137***	0.358***
Constante	3.143***	1.380***
Zero inflated		
Job étudiant	0.442***	1.240***
Petit boulot	0.003	0.061
Job de vacances	0.154***	0.462***
Se consacre à sa famille	0.290***	0.512***
A des enfants	0.061*	0.117
Niveau I	-0.151***	-0.890***
Niveau II	-0.099**	-0.977***
Niveau III	Ref	Ref
Niveau IV Sec.	0.027	0.825***
Niveau IV Sup.	-0.366***	-0.173
Niveau V	-0.379***	0.280*
Niveau V Bis	-0.709***	-1.183**
Niveau VI	-0.952***	-22.839
Homme	0.526***	1.303***
Rural	-0.008	0.277**
Expérience prof. étudiante	-0.354***	-0.351***
Antériorité du couple	0.012***	0.023***
Constante	0.121***	-3.052***

La significativité des coefficients est notée : * significatif au seuil de 5%, ** au seuil de 1%, *** au seuil de 0.1%.

Comme attendu – hormis le fait d'avoir eu des petits boulots – les emplois pendant les études (emplois réguliers, emplois de vacances et stages professionnels) prémunissent du chômage. Le fait d'avoir des enfants ou de se consacrer à sa vie de famille n'est pas pénalisant de ce point de vue là non plus. Enfin plus la vie en couple est longue plus les risques de chômage diminuent.

Une fois contrôlé de la qualification et du milieu social par le biais des variables de formation, spécialité et situation des parents, on remarque que l'antériorité de la vie en couple est aussi un élément positif dans la stabilité de l'emploi, puisque plus la vie de couple est instaurée depuis longtemps, plus le chômage est de courte durée. Ceci rejoint l'idée, énoncée dans le paragraphe précédent, d'un salaire de réserve plus faible lorsqu'on est en couple qui ferait accepter des emplois plus rapidement.

Dans les caractéristiques spatiales, plus le taux d'actif occupé est important dans la zone de résidence, plus le chômage est court, ce qui va bien dans le sens d'une plus importante densité des emplois et donc d'un taux d'arrivée des offres élevé. Enfin, le comportement des hommes et des femmes se distingue fortement selon la zone de résidence. Les femmes dans un milieu rural connaissent des durées d'épisodes de chômage significativement plus longues que les femmes dans les zones urbaines, tandis que chez les hommes on observe l'inverse : dans les marchés peu denses ils chôment moins longtemps.

L'analyse du nombre d'épisodes de chômage apporte des conclusions similaires en ce qui concerne la vie en couple. Comme celle-ci réduisait la durée des épisodes de chômage, elle réduit également leur fréquence. De même un indicateur d'activité du département, montre que plus la population active est relativement importante, moins les épisodes de chômage sont nombreux. L'élément nouveau intervient sur les variables croisées genre et localisation. Les femmes connaissent en probabilité plus d'épisodes de chômage que les hommes et cet effet est significativement amplifié en milieu rural. Cependant, les hommes en milieu urbain ne se distinguent pas cette fois des hommes dans le rural, et, de plus, ce sont les hommes qui connaissent le moins d'épisodes de chômage quelle que soit la zone de résidence.

Comme nous le suggérait *H2* les épisodes de chômage sont plus longs dans les marchés peu denses, mais ceci ne se vérifie que pour les femmes, les hommes en zone rurale étant ceux qui ont les épisodes les plus courts, confortant les résultats de l'hypothèse *H1*. D'autre part, les femmes en zone rurale connaissent des récurrences plus fortes de chômage ce qui ne se vérifie pas pour les hommes. Aussi notre hypothèse ne semble pas validée ici sur une cohorte de jeunes sortants du système éducatif.

2.3. Retrait d'activité à la date de l'enquête

Les femmes, en particulier si elle résident en milieu rural, semblent connaître plus de difficultés d'insertion (temps d'accès plus long, *cf.* 2.1) des durées de chômages et des récurrences d'épisodes de chômage plus long (*cf.* 2.2 et 2.3). Tout porterait à croire qu'une alternative à ces difficultés serait de quitter le marché du travail. Nous testerons ici cette hypothèse (*H3*) en contrôlant du niveau de qualification et en prenant en compte la l'origine sociale au travers de la position professionnelle des parents.

Nous avons estimé ici plusieurs modèles probit binomiaux⁶ selon le genre et l'appartenance à un marché local sur le fait d'être inactif à la date de l'enquête. Nos variables de contrôle donnent des signes attendus. En effet, toutes choses égales par ailleurs, les retraits d'activité sont plus nombreux pour les plus faiblement diplômés. Ils sont également moins fréquents lorsque les parents sont actifs et que le père n'est pas au chômage. Le retrait d'activité est également moins fréquent lorsque dans le département le taux d'actifs occupé est important.

La vie en couple a, quant à elle, des effets distincts selon le genre. Plus l'antériorité du couple est élevée, moins la probabilité de retrait est importante pour les jeunes hommes tandis que pour les jeunes femmes l'effet est inversé. Cet effet est imputable pour une large part à l'effet de genre, les femmes étant plus souvent inactives que les hommes à la date de l'enquête même après contrôle de la qualification. Enfin aucun effet de zone n'apparaît ici : les retraits d'activité sont tout aussi probables en ville qu'à la campagne. Ce dernier résultat vient invalider notre hypothèse *H3* : les conditions d'insertion plus difficiles trouvées plus haut pour les femmes en milieu rural ne les incite pas plus à se retirer du marché du travail que leurs homologues en zone urbaine.

⁶ Les résultats ne sont pas présentés mais sont disponible sur demande aux auteurs.

2.4. Interaction entre chômage, vie en couple et spatialisation

La littérature économique reliant le marché du travail et la vie en couple s'est largement développée autour du modèle de la famille de Becker (1981). Dans ce cadre, l'augmentation de l'offre de travail des femmes pourrait être considérée comme une cause de rupture du couple; des études empiriques ont pu montrer que ce phénomène tend à s'estomper pour les cohortes de jeunes femmes (Sen, 2002). Par ailleurs, au-delà de la participation des femmes au marché du travail, le fonctionnement du marché du travail lui-même est susceptible d'engendrer des effets sur la stabilité des couples. Aux Etats-Unis par exemple, où la mobilité professionnelle des jeunes est très forte (Topel et Ward, 1992) et où l'instabilité maritale est importante, des études se sont penchées sur les liens possibles entre le turnover, les gains salariaux et la probabilité d'être en couple (Ahituv et Lerman, 2003). Il en ressort une relation positive entre le mariage, la stabilité d'emploi et des niveaux de salaire élevés. A l'inverse, les hommes qui ont été au chômage, de manière plus ou moins longue, ont plus de chances de connaître une rupture familiale (Bishop, 1980). Cette relation serait moins vraie pour les femmes, dans la mesure où les conséquences du chômage sont traditionnellement moins sévères pour elles (Ström, 2003), en partie du fait de la division du travail toujours largement ancrée dans les économies développées (Oppenheimer, 2003). Il n'y a pourtant pas de raison économique évidente à ce que le chômage soit un facteur qui influence la stabilité du couple (les raisons sont davantage liées à des contextes sociaux et psychologiques⁷). Aussi Bishop (1980) propose-t-il de mettre en lien une troisième dimension liée aux caractéristiques économiques de la zone dans lequel l'individu au chômage vit. Ainsi, il a montré que résider dans une région dans lequel le taux de chômage est élevé est statistiquement corrélé positivement avec le taux de séparation.

Au regard de ce rapide survol de la littérature, on peut émettre l'hypothèse *H4* que la probabilité d'être dans une situation de chômage diminue lorsque le jeune vit en couple mais plus faiblement pour les femmes. La spatialisation devrait renforcer cette relation, dans la mesure où les femmes ont plus de chances d'accéder à des opportunités d'emploi dans les pôles urbains que dans les pôles ruraux. Elles sont donc moins probablement au chômage et plus probablement en couple lorsqu'elles résident en aires urbaines, comme on a déjà pu le montrer à travers la validation de *H1*, *H2* et *H3*.

Nous proposons ici de développer une modélisation permettant de prendre en compte, au moins partiellement, la réversibilité de la causalité entre chômage et probabilité d'être en couple. Nous faisons donc l'hypothèse qu'une récursivité existe entre ces deux phénomènes. Par ailleurs, à l'appui des travaux de Lampard (1994) qui montrent que le risque de divorce dépend de la durée passée au chômage, nous proposons de modéliser un processus bivarié dans lequel la première équation est la probabilité d'être en couple au moment de l'enquête et la seconde équation est la probabilité d'être au chômage depuis au moins six mois à la date d'enquête (*cf.* encadré 1). La dimension spatiale intervient dans chacune des deux équations sous la forme d'une variable binaire, indiquant si le jeune vit dans l'espace à dominante urbaine ou non. Les estimations sont menées séparément pour les hommes et pour les femmes afin de pouvoir tester directement notre hypothèse (*cf.* tableau 3).

Tableau 3 : Modèle Probit bivarié

	Ensemble	Hommes	Femmes
Equation 1 : Vie en couple			
Constante	-0.670***	-0.555***	-0.167***
Niveau I	0.243***	0.325***	0.129***
Niveau II	0.098***	0.264***	0.000
Niveau III	Ref	Ref	Ref
Niveau IV Sec.	-0.294***	-0.320***	-0.274***
Niveau IV Sup.	-0.188***	-0.161***	-0.213***
Niveau V	-0.482***	-0.491***	-0.465***

⁷ Les travaux de psychologie sociale enseignent que le rôle social du mari reste déterminant dans le couple, notamment dans la relation positive entre emploi, stabilité maritale et bonheur. Les travaux relevant de l'épidémiologie fournissent également des éléments de compréhension des liens entre chômage et couple, dans la mesure où le chômage provoquerait un comportement dépressif et de ce fait une probabilité accrue de rupture.

Niveau V Bis	-0.652***	-0.669***	-0.628***
Niveau VI	-0.742***	-0.767***	-0.714***
Père français	Ref.	Ref.	Ref.
Père né au Maghreb	-0.321***	-0.295***	-0.343***
Père autre	-0.143***	-0.157***	-0.138***
A un ou plusieurs enfants	1.611***	1.992***	1.411***
Père dans le privé	0.045**	0.009	0.076***
Père dans le public	0.058**	0.045	0.063*
Père au chômage	0.051	0.128*	-0.012
Père inactif	Ref.	Ref.	Ref.
Mère dans le privé	0.055***	0.057**	0.061**
Mère dans le public	0.018	0.022	0.024
Mère au chômage	0.017	0.077	-0.017
Mère inactif	Ref.	Ref.	Ref.
Spécialité générale	Ref.	Ref.	Ref.
Spécialité industrielle	-0.027	-0.066*	0.077*
Spécialité tertiaire	0.119***	0.060*	0.125***
Nombre mois de chômage	-0.031***	-0.042***	-0.026***
Femme zone urbaine	0.505***		
Femme zone rurale	0.666***		
Homme zone urbaine	0.085***		
Homme zone rurale	Ref.	Ref.	Ref.
Zone rurale		-0.062*	0.131***
Equation 2 : Chômage de plus de 6 mois			
Constante	-0.129	-0.111	0.512**
Niveau I	0.207***	0.259***	0.169**
Niveau II	0.162***	0.281***	0.113*
Niveau III	Ref.	Ref.	Ref.
Niveau IV Sec.	0.180***	-0.009	0.306***
Niveau IV Sup.	-0.003	-0.092	0.034
Niveau V	0.416***	0.215***	0.576***
Niveau V Bis	0.603***	0.493***	0.629***
Niveau VI	0.515***	0.323***	0.609***
Père français	Ref.	Ref.	Ref.
Père né au Maghreb	0.066*	0.096*	0.062
Père autre	-0.004	0.022	-0.016
Antériorité du couple (mois)	-0.029***	-0.037***	-0.025***
A un ou plusieurs enfants	0.670***	0.417***	0.690***
Père dans le privé	-0.144***	-0.173***	-0.102**
Père dans le public	-0.129***	-0.148***	-0.113**
Père au chômage	0.016	0.012	0.017
Père inactif	Ref.	Ref.	Ref.
Mère dans le privé	-0.112***	-0.108**	-0.120***
Mère dans le public	-0.084***	-0.012	-0.147***
Mère au chômage	-0.062	0.037	-0.132
Mère inactif	Ref.	Ref.	Ref.
Spécialité générale	Ref.	Ref.	Ref.
Spécialité industrielle	-0.323***	-0.381***	-0.116*
Spécialité tertiaire	-0.201***	-0.196***	-0.243***
Diplômé	-0.217***	-0.220***	-0.227***
Femme zone urbaine	0.411***	-	-
Femme zone rurale	0.471***	-	-
Homme zone urbaine	0.175***	-	-
Homme zone rurale	Ref.	Ref.	Ref.
Zone rurale		-0.121**	0.020
Taux d'actifs occupés	-3.868***	-3.224***	-4.613***
Mobilité étudiante	0.215***	0.317***	0.166***
Expérience prof. pendant les études	0.005	-0.013	-0.006
Discrimination à l'embauche	0.248***	0.227***	0.251***
ρ_{12}	0.491***	0.494***	0.468***

La significativité des coefficients est notée : * significatif au seuil de 5%, ** au seuil de 1%, *** au seuil de 0.1%.

Les résultats principaux qui se dégagent sont les suivants et vont dans le sens de l'hypothèse *H4* : chômage et vie en couple interagissent négativement pour les hommes comme pour les femmes. Le fait de vivre en couple réduit la probabilité d'être dans une phase de chômage long (supérieur à 6 mois). Un point différencie hommes et femmes dans cette relation empirique : alors que la durée de

l'épisode de vie en couple réduit la probabilité d'un chômage de plus de 6 mois pour les femmes, on ne note aucun effet significatif pour les hommes. On peut expliquer ce résultat par le rôle social que jouent les hommes dans le couple (Bishop, 1980), la stabilité maritale n'ayant pas d'effet sur le risque de chômage mais plutôt sur la carrière comme le montrent Ahituv et Lerman (2003). Alors qu'à l'inverse, la stabilité du couple est affectée positivement par la réussite sur le marché du travail. Nos résultats sont dans ce sens proches de ceux de ces auteurs puisque notre variable explicative "nombre de mois de chômage cumulé" indique que plus le temps passé au chômage est long, plus les chances de former un couple sont faibles.

La dimension spatiale produit des effets différenciés entre hommes et femmes. La résidence dans un pôle urbanisé améliore les chances d'être en couple pour les hommes, elle les réduit pour les femmes. On peut voir dans ce résultat la conjugaison d'un effet prix et d'un effet revenu au sens de Becker (1981). Dans le modèle beckerien, la mise en couple représente un coût. Dans ce cadre, il existe un effet revenu dans la mesure où les jeunes dont le niveau de formation est le plus élevé ont aussi probablement des niveaux de salaire élevés et donc plus de chances de former un couple. De surcroît, une meilleure réussite professionnelle entraîne un effet de feedback positif sur le marché du mariage (Oppenheimer, 2003). Pour les jeunes hommes, la localisation sur des marchés denses, dans laquelle on peut supposer que les niveaux d'éducation sont parmi les plus hauts, peut être reliée à l'effet revenu. Cependant, il existe aussi un effet prix, produit par le coût des opportunités supérieur pour les jeunes les mieux formés. Ainsi, pour les femmes sur les marchés denses, l'effet prix domine l'effet revenu, expliquant l'effet négatif de la résidence en pôle urbain sur les chances de former un couple.

3. Conclusion

Dans cet article, nous avons mis en relation des critères d'insertion (durée d'accès à l'emploi, durée et nombre d'épisodes de chômage), avec des contextes familiaux (vie en couple), et économiques (marchés locaux du travail) sous l'angle d'une différenciation par genre. Appuyés par les données d'enquête *Génération 98*, nos travaux aboutissent à plusieurs résultats significatifs, sur la base des quatre hypothèses que nous avons formulées. Ainsi, notre première hypothèse s'appuie sur les fondements théoriques du *job search* pour énoncer que vivre en couple est un facteur qui joue positivement sur l'insertion. Nous vérifions sur données d'enquête que la vie en couple accélère l'accès à un premier emploi stable (de plus de 6 mois), et que ce sont les jeunes en milieu rural qui bénéficient le moins de cet effet positif.

A l'appui des résultats de ce premier modèle, nous avons testé l'assertion consistant à lier la durée du chômage et la fréquence de ses épisodes. Cela permet en outre de mieux prendre en compte la dimension longitudinale qu'offre l'enquête. Il ressort que l'antériorité en couple est un facteur positif dans la stabilité d'emploi : plus la vie en couple est instaurée depuis longtemps, plus le chômage est de courte durée et moins la probabilité de retrait est importante pour les hommes. De plus, ce sont les femmes dans les zones rurales qui connaissent les durées de chômage les plus longues par rapport aux femmes résidant en zone urbaine. En revanche, pour les hommes, l'effet inverse est observé, invalidant partiellement *H2*. La récurrence au chômage est quant à elle plus intense pour les femmes dans les zones rurales, ce qui ne se vérifie pas pour les hommes. Enfin, il apparaît que les difficultés d'insertion plus marquées dans les zones rurales ne sont pas désincitatives à la participation au marché du travail, puisque les probabilités de retrait du marché du travail ne sont pas sensibles à la localisation des individus sur le territoire (au sens de urbain/rural).

Alors que dans les modèles testés sous *H1*, *H2*, ou *H3* la causalité couple-chômage est traitée dans un seul sens, notre dernière démarche vise à mieux prendre en compte l'interaction entre vie en couple et chômage. Le modèle Probit bivarié estimé conforte *H4* selon laquelle chômage et vie en couple interagissent négativement. En effet, l'antériorité en couple réduit la probabilité de chômage de plus de six mois pour les femmes, mais l'effet est non significatif pour les hommes. De plus, les chances d'être en couple au moment de l'enquête sont réduites par l'ancienneté au chômage. On met en évidence un effet revenu (au sens de Becker) pour les hommes dans les zones rurales et un effet prix pour les femmes sur les marchés peu denses.

Les travaux entrepris ici nous ont permis d'apporter des éléments de description et de compréhension des trajectoires des jeunes au regard de leur localisation spatiale et de leur vie familiale. Il reste au demeurant difficile de circonscrire le sens des causalités en jeu dans ces phénomènes. Aussi, nous voyons au moins deux directions vers lesquelles ces travaux pourraient être poursuivis. D'une part, les bassins de vie pourraient être mieux décrits, permettant de mieux prendre en compte les effets d'offre (offre de travail mais aussi offre de formation dans des contextes locaux différenciés). D'autre part, il serait certainement fructueux d'utiliser les derniers développements de l'économétrie des effets de traitement appliqués aux durées pour expliquer à la fois la durée des couples et les durées de chômage.

Bibliographie

- Abowd M. et F Kramarz (2003), The cost of hiring and separation, *Labour Economics*, n°10 pp 499-530.
- Allaire G., E. Cahuzac et G. Tahar (2000), Persistance du chômage et insertion L'Actualité économiques, vol 76, n°2.
- Becker G. (1981), A treatise on the family, enlarged ed. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bishop, J.H. (1980), Jobs, Cash Transfers and Marital Instability: A Review and Synthesis of the Evidence, *Journal of Human Resources*, Volume 15, Issue 3, Sum. 1980, Pages 301-334
- Blossfeld H.P., Rohwer G. (1995), *Techniques of Event History Modeling*, L. Erlbaum eds.
- Blundell R., P. A. Chiappori T. Magnac et C. Meghir (2002), Collective labor supply : heterogeneity and nonparticipation, WP 0210.
- Decreuse B. et di Paola V. (2002), L'employabilité des chômeurs de longue durée - mise en perspective des littératures théorique et empirique, *Revue d'Economie Politique*, mars-avril, n° 59, vol.2, p. 197-227.
- Détang-Dessendre C. et I. Molho (1999), Migration and changing employment status : a hazard function analysis, *Journal of Regional Science*, 39, 105-125.
- Detang-Dessendre C., V. Piguat et B. Schmitt (2002), Life Cycle variability in the Microeconomic Determinants of Urban-Rural Migration, *Population*, E-57(1), 31-56.
- Duguet E. et V. Simmonet (2003), La participation des couples au marché du travail: Une analyse économétrique, *Journées de Microéconomie Appliquée*, Montpellier.
- Gagné C. (2000), Appariement et stabilité de la relation d'emploi dans les espaces ruraux, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 5, 821-840.
- Goffette-Nagot f. et Schmitt, B. (1999), Agglomeration economies and spatial configuration in rural areas, *Environment and Planning A*, 31, pp. 1239-1257
- Greene W. (1998), Gender Economics Courses in Liberal Art Colleges: further results, *Journal of Economic Education*, 29, 4.
- Greene W. (2003), *Econometric Analysis*, 5^{ème} édition, Prentice Hall.
- Hamilton J., J-F.Thisse et Y. Zenou (2000), Wage competition with heterogeneous workers and firms, *Journal of Labor Economics*, 18, 453-472.
- Hanchane S. et Recotillet I. (2004), Academic Careers: The Effect of Participation to Post-Doctoral Program, WP.
- Hesley R. et W. Strange (1990), Matching and agglomerations economies in a system of cities, *Regional Science and Urban Economics*, 20, 189-212.
- Jayet H. (1985), Les zones d'emploi et l'analyse locale des marchés du travail, *Economie et Statistique*, 182, pp. 37-44
- Jayet H. (1988), *L'espace économique français*, Paris, INSEE, 226 pages

- Jovanovic B. (1979), Job matching and theory of turnover, *Journal of Political Economy*, 87, 972-990.
- Keith K. et A. McWilliams (1995), The Wage Effects of Cumulative Job Mobility, *Industrial and Labor Relations Review*, 49 (October 1995), 121-137.
- Lampard, R. (1994), An Examination of the Relationship between Marital Dissolution and Unemployment, In Gallie D., Marsh C. and Vogler C. (eds), *Social Change and the Experience of Unemployment*, Oxford: OUP, 264-298.
- Lancaster T. (1990), *Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs.
- Le Jeannic T. (1997), Trente ans de périurbanisation : extension et dilution des villes, *Economie et Statistique*, 307, 21-41.
- Lollivier S. (2001), Les choix d'activité des femmes en couple: une approche longitudinale, *Economie et Statistique*, n°349-350, 125-140, 2001
- Lynch L. (1991), Gender and productivity - The role of off-the-job vs on-the-job Training for the mobility of women workers, *American Economic Review*, 81(2), 151-156
- MacCall, J.J. (1970), Economics of information and Job Search, *Quarterly Journal of Economics*, 84 (1), 113-126,
- Oppenheimer VK. (2003), Cohabiting and Marriage during Young Men's Career-Development Process, *Demography*, Volume 40, Issue 1, February 2003, Pages 127-149
- Recotillet I. et Werquin P. (2003), Recurrence of youth unemployment :a longitudinal comparative approach, in *Youth Unemployment and Social Exclusion in Europe*, T. Hammer eds., Policy Press.
- Royalty A.B. (1998), Job-to-job and job-to-nonemployment turnover by gender and education level, *Journal of Labor Economics*, 16(2), 392-443.
- Schmitt B., V. Pigué, P. Perrier-Cornet, M. Hilal (2002), Actualisation du zonage en aires urbaines et de son complément rural : Définitions, résultats, analyse critique. Dijon : UMR CESÆR, *Rapport au Commissariat général au Plan*.
- Sen B. (2002), Does Married Women's Market Work Affect Marital Stability Adversely? An Intercohort Analysis Using NLS Data, *Review of Social Economy*, Volume 60, Issue 1, March 2002, Pages 71-92
- Sicherman N. (1996), Gender Differences in Departures from a Large Firm, *Industrial and Labor Relation Review*. 49 : 484-505.
- Strom S. (2003), Unemployment and Families: A Review of Research, *Social Service Review*, Volume 77, Issue 3, September 2003, Pages 399-430
- Thisse J.F. et Y. Zenou (1995), Appariement et concurrence spatiale sur le marché du travail, *Revue Economique*, 43, 615-624.
- Topel R.H. et M.P. Ward (1992), Job mobility and the careers of young men », *Quarterly Journal of Economics*, 107, 439-479.
- Woolridge J.M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.