



*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

# Migrations ville-campagne et chômage : un test d'interdépendance

*Gabriel TAHAR*

*A test of  
interdependence  
between  
urban-rural  
migrations and  
unemployment*

**Key-words:**  
mobility, labor market,  
unemployment,  
interdependence, urban-  
rural, counting processes

**Migrations ville-  
campagne et chômage:  
un test  
d'interdépendance**

**Mots-clés:**  
mobilité, marché du  
travail, chômage,  
interdépendance, urbain-  
rural, processus ponctuels

**Summary** – A considerable amount of migrations appears to be economically motivated. The behavior of individuals at the micro level is not only an expression of preferences but reflects their situations vis-a-vis the labor market. In particular, the problem of correlation between unemployment and migration is always raised but it is often evacuated by lack of suitable data.

We present here a straightforward statistical method, relied on multivariate counting processes theory, which allows to study the interdependence between two couples of states: to be or not to be unemployed, to reside in an urban or a rural area. We use an adapted test procedure which compares two "parallel" transitions intensities to point out significative differences between the couples of transitions and then to detect the interaction between participation and migration processes. In an application to data from the INSEE Training-Professionnal Qualification survey of 1985, we find that the urban or rural localization affects heavily the probability of falling unemployed with a significantly higher "risk" in town. On the opposite, the exit from unemployment does not depend on the localization. We improve the accuracy of our results by splitting our sample into respectively men or women and young or older people, as the various transitions are very inequally distributed among ages and sexes.

**Résumé** – Nous présentons une méthode simple, adaptée de la théorie des processus ponctuels multivariés, qui permet l'analyse de l'interdépendance de deux couples d'états: d'une part les situations de chômage ou d'emploi, d'autre part le lieu de résidence, urbain ou rural. Les données sont issues de l'enquête Formation-Qualification professionnelle 1985 de l'INSEE. On constate en particulier que l'influence de la zone de résidence sur la perte d'emploi est très affirmée, avec un risque de chômage significativement supérieur en ville. En revanche, la sortie du chômage ne dépend pas du lieu de résidence. On affine les résultats en distinguant les individus selon leur sexe ou leur âge.

\* CNRS et Station d'économie et sociologie rurales de l'INRA - Auzeville, BP 27, 31326 Castanet Tolosan.

**L**A modélisation économique des mouvements migratoires s'est toujours attachée à les relier aux opportunités d'emploi. La variable « statut sur le marché du travail » semble importante mais l'impact spécifique du chômage a été peu étudié pour l'instant.

L'unicité du marché du travail est battue en brèche par la mise en évidence de marchés du travail spécifiques et localisés. La première différenciation renvoie au thème de la segmentation. Nous nous intéressons ici à la seconde qui concerne les aspects spatiaux du fonctionnement du marché du travail.

La théorie des processus ponctuels multivariés fournit aujourd'hui un cadre général et rigoureux pour l'analyse des interdépendances dynamiques entre événements du marché du travail sur la base de données individuelles (cf. Aalen, 1978, et Kalbfleisch & Prentice, 1980, ainsi que Fougère & Tahar, 1987, dont on reprend ici la formalisation).

Nous utilisons ici une méthode simple adaptée à l'enquête Formation-Qualification Professionnelle 1985 de l'INSEE qui donne les situations individuelles vis-à-vis de l'emploi et de la mobilité à la date de l'enquête et cinq ans auparavant et qui fournit en outre des informations issues du recensement de 1982<sup>(1)</sup>. On s'intéresse exclusivement à la mobilité résidentielle car l'on ne peut connaître via les données du recensement que le lieu de résidence et non le lieu de travail. Dans le souci de caractériser les marchés du travail ruraux plutôt que régionaux, on analyse directement les migrations ville-campagne et non la mobilité entre régions plus ou moins urbanisées (comme Jayet, 1985).

Après une brève revue de la littérature, on s'attachera à justifier l'angle d'étude choisi ici avant de l'appliquer aux données FQP 1985 et montrer comment il permet de comprendre certains aspects du fonctionnement du marché du travail rural.

## MOBILITÉ, MIGRATION: DE QUOI PARLE-T-ON ET COMMENT?

Commençons par la question délicate du vocabulaire: il n'est pas unifié mais on parle plutôt de migration pour les changements de lieu de résidence et plutôt de mobilité pour les changements d'emploi, qu'ils s'accompagnent ou non d'un changement de lieu de travail. À côté de la

---

<sup>(1)</sup> Cet article a bénéficié d'une étroite collaboration avec Michel Blanc avec qui je partage les données utilisées ici ainsi qu'un programme de recherche sur le marché du travail rural... mais pas les erreurs et maladroites qui peuvent s'être glissées dans le présent travail! Je remercie également les deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs suggestions.

mobilité « professionnelle », on trouve néanmoins la mobilité « résidentielle » ! On parle de migration lorsque la distance parcourue est relativement élevée et la plupart des migrations s'accompagnent de ce fait d'une mobilité professionnelle. Un terme spécifique, les migrations alternantes, correspond à des mouvements quotidiens entre un lieu de résidence et un lieu de travail distincts.

## L'état des connaissances

On laisse volontairement de côté les travaux concernant les pays en développement, difficilement transposables aux pays développés. Ils traitent bien des migrations ville-campagne mais l'économie des pays concernés est ni complètement marchande (existence d'un secteur informel important en ville), ni complètement salariale (pas ou très peu de salariés à la campagne). L'article séminal reste en la matière celui de Harris & Todaro (1970).

La littérature empirique sur les migrations est très vaste (cf. Greenwood, 1975a) et les géographes, ce qui est normal, y sont très présents. Les économistes ajoutent éventuellement des tests économétriques aux statistiques descriptives en s'intéressant d'ailleurs plutôt aux déterminants qu'aux conséquences de ces migrations.

Pour l'économie standard, le raisonnement se fait en terme d'avantage net à la Hicks : le différentiel de salaire entre deux lieux justifie une migration vers la situation la plus favorable. Le chômeur dépourvu de revenu du travail devrait migrer vers un lieu où un emploi, donc un revenu, est disponible. Le phénomène de migration s'analyse également en terme de surplus de main-d'œuvre, l'individu quittant une région où l'offre de travail est supérieure à la demande (Schlottman & Herzog, 1981). Les lieux où le chômage est important sont de la sorte sensés subir plus d'émigration (on parle de chômage en tant que *push factor*) et moins d'immigration, les lieux où le volume d'emploi est élevé voyant moins d'émigration et plus d'immigration (emploi comme *pull factor*). Un problème de causalité apparaît que l'on retrouvera plus loin quand on examinera les données disponibles : en effet, une région à fort avantage attire la main-d'œuvre et peut voir s'accroître son taux de chômage. Il y a là une question de balance entre deux effets contradictoires et, qui plus est, décalés dans le temps.

Recherche de l'emploi et du revenu associé constituent ainsi une double raison pour étudier l'influence du chômage sur les mouvements de population dans une économie où les niveaux de salaire sont très institutionnalisés, tout au moins pour les migrations internes à la France, à une époque où la mobilité résidentielle est plus forte que par le passé et dans une conjoncture où les passages par le chômage se font de plus en plus nombreux.

Les modélisations structurelles sont rares et concernent souvent les migrations répétées (migrations successives du rural vers l'urbain puis retour dans le rural: cf. Jayet 1989, 1994; Schlottman & Herzog, 1981; Da Vanzo, 1983). Schlottman et Herzog les repèrent si le lieu de résidence observé au moment de l'enquête est différent du lieu de naissance (il s'agit donc en fait de l'existence d'une migration antérieure et pas forcément d'une migration de retour dont on détermine plus facilement les motivations): à partir d'un échantillon de 30 000 individus dont le tiers ne réside pas dans son lieu de naissance et comportant 800 chômeurs, ces derniers ont une probabilité de 0,17 contre 0,06 d'effectuer une migration primaire et une probabilité de 0,25 contre 0,13 d'effectuer une migration répétée.

Les chiffres qui précèdent sont comparables à ceux du Bureau of Labor Statistics aux Etats-Unis entre 1962 et 1963 (cités par Greenwood, 1975 a) selon lequel les chômeurs migrent deux fois plus que les actifs occupés (10,9% contre 5,7), même s'il existe une difficulté pour comparer données en coupe instantanée et série chronologique. En effet, l'effet du chômage, mesuré en fin de période car le statut de chômeur n'est généralement connu qu'à ce moment-là<sup>(2)</sup>, est biaisé s'il a causé la migration et se trouve en diminution par rapport au début de la période.

Les migrations ville-campagne s'inscrivent comme cas particulier du phénomène général. Le rural est non conforme à l'idée que l'on s'en fait de zone de déclin démographique: sa population croît plus vite que celle de l'espace urbain: les recensements successifs y enregistrent en effet + 6,2% de variation de population entre 1975 et 1982 (pour un rural défini comme l'ensemble des communes rurales) contre + 3,3% s'agissant de l'ensemble de la France métropolitaine (Bodiguel, 1986, p. 152)<sup>(3)</sup>.

Parmi les motivations présidant à la migration, on oppose habituellement celles économiques et celles liées à la qualité de la vie mais une majorité de migrations (selon Williams & Jobes, 1990) semblent motivées économiquement. On a pu montrer (Blanc & Tahar, 1995) que les migrations résidentielles sont un phénomène relevant de la sphère familiale mais que la mobilité professionnelle influence la mobilité résidentielle (mais pas l'inverse) et que donc les variables caractéristiques du marché du travail agissent indirectement via cette mobilité professionnelle. La variable majeure semble bien être l'âge (Serow, 1991) et l'essentiel est le phénomène de cycle de vie: les actifs plutôt jeunes migrant pour des raisons professionnelles et les personnes plus âgées migrant pour la qualité de la vie.

<sup>(2)</sup> Sauf dans le cas d'enquêtes longitudinales rétrospectives ou de suivi d'un panel bien sûr.

<sup>(3)</sup> Il est à noter que cet écart se réduit entre 1982 et 1990 mais reste non négligeable: + 5,9% pour les communes rurales contre + 4,2% pour l'ensemble (Hilal et alii, 1995).

Il y a une forte hétérogénéité individuelle entre les plus ou moins formés en plus de l'effet-âge: il semble que le chômage cause plutôt l'émigration de jeunes formés vivant dans des petites villes (Greenwood, 1975a; Dessendre, 1994). Pour Schlottman et Herzog (1981), si la dichotomie chômage-non chômage est prise en compte, l'impact de l'âge s'en trouve minoré et l'impact formation majoré.

Il était intéressant de tester ces conclusions de type macroéconomique (où le chômage est évidemment endogène, cf Greenwood, 1975b) ou à caractère statique sur des données individuelles longitudinales ou en coupes instantanées répétées, les panels.

### Limites techniques des méthodes courantes

Beaucoup de modèles de flux migratoires ont été testés sur données agrégées avec une spécification semi-logarithmique des régressions dont les variables sont exprimées en taux de croissance ou en pourcentage. Congdon (1993) note à ce sujet des problèmes d'estimation avec les régressions log-normales couramment utilisées du fait de la non-normalité constatées des flux bilatéraux. Greenwood (1975b) a travaillé sur des équations simultanées pour bâtir un modèle d'équilibre souffrant des corrélations existant entre les proportions de migrations selon les diverses destinations en provenance d'une même origine (on a souvent convenu d'une dichotomie des choix, entre autres pour éviter ce genre de difficulté). A ce type de corrélation se superpose de plus une corrélation sérielle entre les différentes périodes successives examinées.

La relation entre chômage et migration est toujours évoquée mais souvent évacuée faute de données adéquates. L'étude de Schlottman et Herzog (1984) sur le lien entre les carrières professionnelles et les migrations exclut tout simplement les chômeurs. L'étude de Greenwood (1975b) utilise des informations concernant 63 grandes zones métropolitaines mais souffre du fait que les propensions à migrer des chômeurs ne sont pas mesurées directement avec ces données agrégées et les données individuelles sont donc sur ce point plus intéressantes. Les coupes instantanées sont évidemment contingentes aux événements associés (Clark, 1992) qui sont plus faciles à séparer en cas de données longitudinales, lesquelles s'avèrent ainsi préférables sur bien des points. Elles permettent d'estimer des modèles de choix discret à équations simultanées (Schlottman & Herzog, 1984; Blanc & Tahar, 1995) ou non (Da Vanzo, 1983).

Le modèle courant en économie spatiale est le modèle de gravité (appelé ainsi parce que le niveau atteint par la mobilité entre deux zones y est fonction inverse du carré de leur distance et proportionnel à leur population) mais son ajustement est rendu difficile par l'hétérogénéité individuelle qui subsiste malgré un certain contrôle par des variables explicatives structurelles (Frees, 1993). En effet, le problème n'est pas

uniquement la prise en compte de la distance car il s'agit également de prendre en compte l'attractivité relative des zones. On aborde là le domaine de l'autocorrélation spatiale qui est une source de surdispersion (parfois dénommée extra-variation) s'ajoutant à l'hétérogénéité individuelle dans les modèles de comptage ajustés selon une distribution de Poisson ou même une loi binomiale négative (Congdon, 1993).

Il faut donc rechercher des techniques plus sophistiquées et contrôler leur robustesse. Les modèles markoviens estiment des probabilités de transition entre un état et un autre vis-à-vis du marché du travail et/ou un lieu de départ et de destination différents. Ils prennent en compte en même temps les différentes transitions connues sur plusieurs périodes. Comme les déterminants de ces transitions sont difficiles à séparer (par exemple: caractéristiques individuelles limitant l'employabilité ou propension à migrer supérieure pour un jeune?) à cause des colinéarités observées entre variables explicatives et de leur variation dans le temps, une méthode non paramétrique est intéressante, associée à d'éventuelles partitions de la population étudiée

## TEST DU LIEN ENTRE PRISE OU PERTE D'EMPLOI ET CHANGEMENT DE ZONE DE RÉSIDENCE

Les différentes situations vécues dans le temps par un individu peuvent être modélisées selon un processus ponctuel multivarié décrivant les probabilités d'occurrence des différentes transitions entre états possibles aux dates successives considérées. Dans notre cas, seules deux dates  $t$  de transition seront retenues, 1982 et 1985, correspondant à deux périodes successives d'observation<sup>(4)</sup>.

On dispose en effet de deux dates d'observation rétrospective des différentes situations individuelles à partir de l'échantillon de l'enquête FQP 1985<sup>(5)</sup>. Les changements d'état entre respectivement 80 et 82 et 82 et 85 seront considérés comme des transitions ex aequo ayant eu lieu respectivement en 80 et 82. La théorie statistique des processus ponctuels multivariés ne permet pas de prendre en compte en toute rigueur les situations d'ex aequo pour les temps de transition observés (les ex aequo surviennent en principe avec la probabilité zéro dans les processus ponctuels et seules des données groupées les font apparaître en pratique).

<sup>(4)</sup> Le détail de la méthode est donné en annexe. Dans le cas d'une seule période d'observation, elle dégénère normalement en la méthode élémentaire d'un test du  $\chi^2$  sur un tableau de contingence croisant états en début et en fin de période.

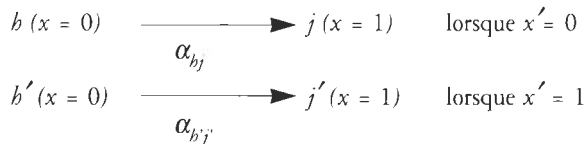
<sup>(5)</sup> L'enquête contient en effet des questions sur les situations en 1980 et le fichier de données se voit adjoindre les informations issues du questionnaire des mêmes individus lors du recensement de 1982.



Nous traitons ici le problème de manière heuristique, en utilisant la forme de la statistique de Savage en présence d'ex aequo (cf. Kalbfleisch & Prentice, 1980, pp. 16-20; et Fougère & Tahar, 1987). La probabilité  $\lambda_{bj}(t)$  d'accroissement d'une unité de la composante  $N_{bj}$  à l'instant  $t$  devient le nombre (entier) de transitions observées à la date  $t$ .

Deux transitions dites parallèles de probabilités respectives  $\alpha_{bj}$  et  $\alpha_{b'j'}$  sont associées à deux variables dichotomiques  $x$  et  $x'$ . En ce qui nous concerne,  $x$  représentera par exemple le fait d'être ou non au chômage et  $x'$  le fait de résider ou non à la campagne. L'état  $b$  et l'état  $j$  correspondent aux deux modalités 0 et 1 de  $x$  lorsque  $x' = 0$ , les états  $b'$  et  $j'$  correspondant également aux deux modalités de  $x$  mais lorsque  $x' = 1$ . Le schéma 1 visualise les deux passages.

Schéma 1.  
Transitions parallèles



\*Si par exemple  $x = 0$  représente une situation d'emploi E,  $x = 1$  une situation de chômage C,  $x' = 0$  une résidence urbaine U et  $x' = 1$  une résidence rurale R, on voit que les transitions parallèles représentées sur le schéma correspondent aux passages EU→CU (avec une probabilité  $\alpha$ ) et ER→CR (avec une probabilité  $\alpha'$ ). Les transitions parallèles inverses (à savoir CU→EU et CR→ER) font l'objet d'un traitement séparé afin de diagnostiquer une interdépendance simple ou double.

Nous allons appliquer la technique de test mise au point tout d'abord à l'analyse de l'interdépendance de deux couples d'états, en l'occurrence les situations d'emploi ou de chômage et le lieu de résidence<sup>(6)</sup>. En étudiant les transitions entre emploi et chômage d'une part et entre résidence en zone urbaine et résidence en zone rurale d'autre part, on tentera de déceler si une transition entre les deux états d'un couple « dépend » de l'autre couple d'états ou non et ceci dans un sens et/ou dans l'autre.

Pour ce faire, nous allons distinguer quatre états notés EU, ER, CU et CR selon que l'individu occupe un emploi (E) ou se trouve au chômage (C) et qu'il réside en zone urbaine (U) ou en zone rurale (R). Pour nous, la zone urbaine comprend toutes les unités urbaines appartenant à des ZPIU (dans leur définition de 1982) de plus de 5 000 habitants<sup>(7)</sup>.

<sup>(6)</sup> La technique utilisée ne permet pas malheureusement de prendre en compte plus de deux zones, alors que de nombreuses études (cf. par exemple, Blanc & Tahar, 1995) concluent à l'intérêt de distinguer le rural « profond » du rural périurbain.

<sup>(7)</sup> Une unité urbaine est une commune isolée ou une « agglomération multi-communale » de plus de 2 000 habitants. On définit par opposition les communes rurales. Une ZPIU (zone de peuplement industriel et urbain) rassemble des unités urbaines, des communes rurales industrielles (comptant un établissement de 20 salariés au moins) et des « communes d'ortoirs » (définies en fonction de l'intensité des migrations quotidiennes domicile-travail).

Cette option, différente de la définition habituelle opposant les communes rurales aux unités urbaines, élargit la définition de la zone rurale dans un sens plus conforme à la réalité sociologique (Kayser, 1990). Il est amusant de noter qu'ainsi constituée, notre zone rurale comprend 26,6% des individus de notre échantillon d'actifs (8 202/30 787, cf. tableau 1), ce qui correspond exactement au chiffre issu du recensement de 1982 concernant, lui, la population totale des communes rurales (Bodiguel, 1986, p. 152)! C'est la sur-représentation des personnes âgées en zone rurale qui conduit à ce que les actifs y soient proportionnellement moins nombreux.

Notre échantillon se limite à 28 898 individus en 1980 et 30 787 en 1982. Nous en avons exclu aux deux dates considérées les chômeurs n'ayant jamais travaillé, les étudiants et les élèves, les militaires du contingent, les retraités ou retirés des affaires ainsi que les autres inactifs<sup>(8)</sup>.

Le tableau 1 recense le nombre absolu (afin de se rendre compte des ordres de grandeur) des différentes transitions observées pour l'ensemble de l'échantillon pour les périodes 80/82 et 82/85. On constate que la proportion d'individus mobiles s'accroît quelque peu en seconde période (10,6 contre 8%). On observe dans ce tableau 1 les proportions, très contrastées, des hommes et des jeunes dans l'ensemble des mobiles: on constate conformément à l'attente que les jeunes sont fortement sur-représentés chez les mobiles (40,2% contre 16) mais on note également une présence de femmes mobiles également supérieure à la moyenne de l'échantillon (42,5 contre 37,5%).

<sup>(8)</sup> Il faut noter que l'échantillon n'est représentatif que pour 1985: il est biaisé en 1982 et 1980 puisque l'on y retrouve les mêmes individus avec une représentativité qui n'a aucune raison d'avoir été maintenue. L'exclusion des chômeurs n'ayant jamais travaillé entraîne un biais supplémentaire, vers le bas, des taux de chômage.

Par rapport aux effectifs de 1985, l'échantillon comprend 29,2% d'individus ayant fait toute leur carrière dans la même entreprise, 20,6% d'individus travaillant dans le secteur public et 2,8% d'individus sous contrat à durée déterminée, pour la répartition socio-professionnelle suivante:

- 1,2% de travailleurs indépendants (agriculteurs, artisans, commerçants et professions libérales);
- 15,2% de cadres supérieurs (chefs d'entreprises de plus de 10 salariés, cadres supérieurs du public ou du privé, professions intellectuelles);
- 8,2% de professions intermédiaires de la fonction publique;
- 6,8% de professions intermédiaires des entreprises;
- 5,6% de techniciens;
- 4,6% de contremaîtres et agents de maîtrise;
- 17,5% d'employés de la fonction publique ou administratifs d'entreprise;
- 4,7% d'employés de commerce ou personnel de services aux particuliers;
- 22,5% d'ouvriers qualifiés;
- 13,7% d'ouvriers non qualifiés ou agricoles.

L'échantillon comprend 16% de jeunes (définis par un âge de moins de 30 ans pour rassembler une population suffisante) et 37,5% de femmes.

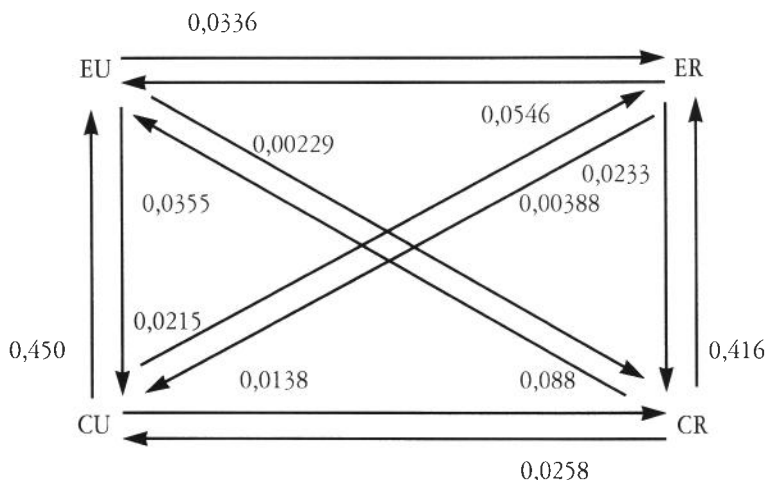
Tableau 1.  
Types de transitions  
et répartition des  
individus mobiles (en  
moyenne sur les deux  
périodes)

Transitions	Effectifs concernés entre 1980 et 1982	Effectifs concernés entre 1982 et 1985	Proportions d'hommes chez les mobiles (en %)	Proportions de jeunes (-30 ans) chez les mobiles (en %)
Ensemble	28 898 → 2 317	30 787 → 3 256	57,5	40,2
EU → CU	20 743 → 646	21 172 → 842	54,9	36,4
CU → EU	713 → 314	1 413 → 649	46,6	43,0
EU → ER	20 743 → 681	21 172 → 729	65,5	35,5
ER → EU	7 242 → 325	7 830 → 503	66,9	43,2
CU → CR	713 → 8	1 413 → 23	42,4	49,2
CR → CU	200 → 6	372 → 8	35,4	70,9
ER → CR	7 242 → 147	7 830 → 206	61,7	39,6
CR → ER	200 → 86	372 → 149	47,3	47,1
EU → CR	20 743 → 50	21 172 → 46	35,2	55,9
CR → EU	200 → 18	372 → 32	44,8	65,7
CU → ER	713 → 15	1 413 → 31	41,1	37,4
ER → CU	7 242 → 21	7 830 → 38	44,6	63,4

Le tableau se lit comme suit en prenant l'exemple de la transition EU→CU: l'état EU comprend 20 743 individus en 1980, dont 646 passent à l'état CU entre 1980 et 1982; en 1982, ils sont au nombre de 21 172 à l'état EU dont 842 deviennent CU entre 1982 et 1985. Parmi les individus passant de EU à CU, il y a en moyenne sur les deux périodes 54,9% et 36,4% de jeunes.

Le schéma 2 ci-dessous visualise les différentes transitions observées en mentionnant les probabilités de passage au départ des flèches, chaque paire de transitions parallèles étant susceptible d'être testée.

Schéma 2.  
Probabilités  
moyennes associées  
aux transitions pour  
l'ensemble de  
l'échantillon  
(mentionnées au  
départ des flèches)



Le tableau 2 rassemble pour sa part deux types de résultats : tout d'abord les rapports  $\alpha/\alpha'$  moyens (obtenus en calculant d'abord les probabilités moyennes  $\alpha$  et  $\alpha'$  entre les périodes 80/82 et 82/85) entre les probabilités parallèles de passage (plus ce rapport s'éloigne de l'unité et plus l'interdépendance est probable); ensuite les statistiques du test établi plus haut. On affine les résultats en distinguant les individus selon leur sexe ou leur âge (plus ou moins de 30 ans en 1985), déterminants majeurs des comportements avec la formation initiale, malheureusement difficile à dichotomiser (pour une analyse économétrique de l'enquête FQP 85, cf. par exemple : Plassard & Tahar, 1990). Les proportions de jeunes et de femmes (cf. note 8) s'avèrent sensiblement maintenues dans le découpage ville-campagne.

Par rapport au modèle théorique, on a essayé de prendre en compte les transitions croisées en interprétant la possibilité de passage diagonal direct comme la résultante de deux transitions  $\uparrow$  en séquence » passant toujours par le sommet inférieur (séquences  $\rightarrow, \leftarrow, \rightarrow, \leftarrow$ ). En effet on peut penser que :

- pour aller de EU à CR (resp. de ER à CU), on passe par CU (resp. CR) car l'on perd son emploi ou l'on démissionne **avant** de changer de résidence;
- pour aller de CR à EU (ou de CU à ER), on passe également par CU (resp. CR) car l'on commence par migrer (ou tout au moins on en prend la décision) **avant** d'accéder à l'emploi.

On effectuera les tests en ne tenant pas compte de ces transitions diagonales qui s'ajoutent aux transitions simples observées. En effet, les ensembles à risque  $Y_b$  et  $Y_b'$  ne peuvent être correctement définis dans ce cas. Lorsque l'on tiendra compte des passages diagonaux, on se bornera à calculer le nouveau rapport de probabilités  $\alpha/\alpha'$  obtenu en additionnant les probabilités calculées sur les deux transitions observées. Comparé à l'ancien rapport, il donnera une indication sur le renforcement ou l'atténuation de l'interdépendance.

On voit à l'examen du schéma 1 que les transitions les plus probables sont celles du chômage vers l'emploi, en zone rurale ou urbaine. Ce sont les seules supérieures à 10 %. Vient ensuite la transition diagonale du chômage rural vers l'emploi urbain. Deux transitions ont des probabilités inférieures à 1 %, ce sont les diagonales de l'emploi vers le chômage.

L'analyse du tableau 2 nous apprend que :

- la transition emploi  $\rightarrow$  chômage dépend fortement de la zone mais que la transition inverse chômage  $\rightarrow$  emploi n'en dépend pas ;
- les transitions urbain  $\rightarrow$  rural et rural  $\rightarrow$  urbain dépendent toutes deux de la situation vis-à-vis de l'emploi mais la seconde moins nettement ;

Tableau 2. Analyse des interdépendances\*

Types de transitions parallèles $b \rightarrow j$ et $b' \rightarrow j'$	ENSEMBLE		HOMME		FEMMES		JEUNES (-30ans)		« VIEUX »	
	$\alpha/\alpha'$ moyen	$\chi^2$ (1)	$\alpha/\alpha'$ moyen	$\chi^2$ (1)	$\alpha/\alpha'$ moyen	$\chi^2$ (1)	$\alpha/\alpha'$ moyen	$\chi^2$ (1)	$\alpha/\alpha'$ moyen	$\chi^2$ (1)
EU $\rightarrow$ CU et ER $\rightarrow$ CR	1,52	52,66 <sup>(c)</sup>	1,46	25,89 <sup>(c)</sup>	1,58	24,04	1,49	20,13 <sup>(c)</sup>	1,56	36,47 <sup>(c)</sup>
avec diagonales EU $\rightarrow$ CR et ER $\rightarrow$ CU	1,39		1,33		1,44		1,31		1,47	
CU $\rightarrow$ EU et CR $\rightarrow$ ER	1,08	3,22	0,97	0,23	1,15	4,51 <sup>(a)</sup>	1,14	3,80	1,08	1,22
avec diagonales CR $\rightarrow$ EU et CU $\rightarrow$ ER	1,23		1,11		1,29		1,38		1,15	
EU $\rightarrow$ ER et CU $\rightarrow$ CR	2,43	23,67 <sup>(c)</sup>	2,61	13,46 <sup>(c)</sup>	1,15	0,87	3,48	25,42 <sup>(c)</sup>	2,49	12,10 <sup>(c)</sup>
avec diagonale EU $\rightarrow$ CR	2,09		2,38		1,09		2,61		2,24	
ER $\rightarrow$ EU et CR $\rightarrow$ CU	2,12	11,25 <sup>(c)</sup>	2,14	14,38 <sup>(c)</sup>	1,29	3,03	2,51	17,52 <sup>(c)</sup>	1,15	3,61
avec diagonale ER $\rightarrow$ CU	1,84		1,13		1,19		2,23		1,09	

(a): significatif au seuil de 5 % (3,84)

(b): significatif au seuil de 1 % (6,64)

(c): significatif au seuil de 0,1 % (10,8)

\* Le tableau se lit comme suit en prenant l'exemple des transitions parallèles EU  $\rightarrow$  CU et ER  $\rightarrow$  CR : la probabilité  $\alpha$  de passage EU à CU est égale à 0,0355 (cf. schéma 2), la probabilité moyenne  $\alpha'$  de passage ER à CR est égale à 0,0233 ; d'où le rapport  $\alpha/\alpha'$  moyen égal à 1,52.

— au vu des ratios des passages, la prise en compte des transitions diagonales semble atténuer ces interdépendances, exception faite du passage emploi-chômage qui pourrait devenir significatif, pour les jeunes notamment ;

— le sous-ensemble des hommes, majoritaires dans l'échantillon, dévoile un comportement de ceux-ci analogue à celui de l'ensemble ;

— les femmes ont un comportement spécifique : il n'y a pas interaction double et les passages chômage-emploi dépendent de la zone alors que les changements de zone ne dépendent pas de la situation sur le marché du travail (il faut évidemment voir là l'influence de la situation du mari sur les décisions de migration du couple) ;

— le sous-ensemble des jeunes révèle un comportement similaire à celui de l'ensemble mais avec des rapports de probabilité nettement plus élevés révélant une interdépendance plus forte entre prise ou perte d'emploi et mobilité géographique ;

— pour les travailleurs plus âgés, la non-dépendance de la migration rural → urbain vis-à-vis de la situation d'emploi montre que l'interdépendance d'ensemble est due principalement au comportement des jeunes.

Eu égard à une propension à la mobilité près de quatre fois plus élevée que la moyenne, on n'observe pas de particularités majeures dans leur comportement, si ce n'est la remarque précédente et la mise en évidence d'une diagonale (chômage-rural) → (emploi-urbain) à probabilité forte, conformément aux prédictions théoriques (Jayet, 1989, 1994). On retrouve la propension forte des jeunes à migrer de la campagne vers la ville, constamment mentionnée dans la littérature (cf. *infra*). Ce dernier point est cohérent avec la logique de notre modèle qui doit supposer que la migration de la campagne vers la ville précède la prise d'emploi, qui se fait alors pour les jeunes sans mobilité résidentielle.

## QUELS ENSEIGNEMENTS SUR LE FONCTIONNEMENT DU MARCHÉ DU TRAVAIL RURAL ?

Les changements de résidence et les risques de chômage sont des phénomènes d'ordre différent dans les trajectoires individuelles. Il était donc intéressant de mettre en évidence les formes éventuelles d'interdépendance qui ressortent à ce sujet entre vie privée et vie professionnelle avant de construire un quelconque modèle explicatif. Qu'avons-nous appris ?

### Marché rural *vs* marché urbain

Commençons par l'analyse des différents flux de chômage et de prise d'emploi mis en évidence au tableau 1. Le marché du travail urbain (avec notre définition restrictive des villes, cf. *supra*) qui rassemble les trois-quarts des actifs de notre échantillon peut constituer une référence à la fois structurelle et conjoncturelle.

Le taux de chômage pour les résidents ruraux passe de 2,7 % en 1980 à 4,5 en 1982 alors que dans le même temps il passe de 3,3 à 6,3 % pour les résidents urbains. Le marché du travail rural apparaît ainsi moins sensible à la détérioration de la conjoncture bien qu'il soit plus « ouvert » que le marché urbain, comme nous allons le voir à propos des prises d'emplois.

On peut examiner les variations entre les périodes 80-82 et 82-85 des flux d'emplois relatifs (rapport entre les nouveaux résidents actifs occupés et leur stock initial). On s'aperçoit qu'ils passent de 3,2 à 5,6 % en ville, soit un quasi doublement, mais seulement de 10,8 à 11,6 % à la campagne. Plus précisément, si l'on distingue le flux « endogène » (passage du chômage à l'emploi sans migration) du flux issu de la migration (aussi bien des chômeurs que des actifs occupés issus de l'autre zone), on obtient les chiffres suivants :

- pour les flux endogènes urbains : de 1,5 à 3,1 %
- " " ruraux : de 1,2 à 1,9 %
- " migratoires urbains : de 1,7 à 2,5 %
- " " ruraux : de 9,6 à 9,7 %

L'ouverture plus grande du marché rural provient de sa taille restreinte par rapport à des flux comparables dans chaque sens. On ne peut pas dire que la croissance du chômage urbain provienne de l'afflux d'actifs ruraux, l'augmentation est essentiellement endogène et ce résultat est cohérent avec le fait que le « risque » d'obtenir un emploi est, comme on l'a calculé sur les transitions (cf. schéma 2), à peu près identique, que l'on réside en ville (probabilité de 0,450 en moyenne sur les deux périodes) ou à la campagne (probabilité correspondante de 0,416).

## Concernant la mobilité résidentielle

L'étude des migrations ville-campagne a toujours été au centre des analyses de fonctionnement du marché du travail rural. On relie habituellement cette mobilité au potentiel d'emplois de la région de migration (cf. *supra*). L'ouverture du marché du travail rural sur un marché extérieur via la mobilité résidentielle, mise en évidence plus haut, lui confère une dimension supplémentaire qui justifie une analyse spécifique. Les résultats concernant les passages urbain-rural sont d'ailleurs plus riches que ceux concernant les passages emploi-chômage.

Nous avons mis en évidence pour les hommes et les plus de 30 ans une certaine dissymétrie entre la mobilité du rural vers l'urbain et la mobilité inverse : pour eux, la migration rural → urbain ne dépend pas de leur éventuel chômage alors qu'elle est deux fois et demie plus probable pour les jeunes ayant un emploi. Les faibles effectifs concernés (6 chômeurs ruraux migrent vers la ville sur 200 en 1982, 8 sur 378 en 1985) rendent néanmoins l'interprétation hasardeuse même si elle est cohérente avec le constat de C. Dessendre (1994) sur la faible mobilité des jeunes chômeurs ruraux faisant contraste avec des migrations « positives ».

Au total, on retiendra le caractère contre-intuitif d'une mobilité résidentielle qui semble concerner davantage les détenteurs d'un emploi que les chômeurs, contrairement à l'idée reçue battue en brèche d'ailleurs par la plupart des études empiriques.

## Concernant le chômage

C'est l'influence de la zone sur la perte d'emploi qui est la plus affirmée. Le test est extrêmement significatif, aussi bien sur l'ensemble de l'échantillon que pour les partitions effectuées, avec un risque de chômage significativement supérieur en ville, surtout pour les plus de 30 ans. On retrouve l'idée qu'il y a moins de mouvements sur le marché du travail rural qu'en zone urbaine et que le risque de perdre son emploi y est moins grand.

L'accès à l'emploi est plus probable en ville pour l'ensemble de l'échantillon même s'il l'est moins pour les hommes (– 3 %) mais la dépendance n'est significative que pour les femmes (au seuil de 3,6 %) et les jeunes (au seuil de 5,1 %). On retrouve là une différenciation sexuelle plus marquée en zone rurale. La prise en compte des diagonales, c'est-à-dire la prise d'emploi avec mobilité résidentielle, semble accentuer la dépendance davantage pour eux que pour les hommes et les plus de 30 ans. On conforte donc ici la thèse de Jayet (1989) qui voit dans la migration des jeunes ruraux vers la ville une entrée sur un marché au *turnover* plus élevé et où les possibilités d'embauche sont de ce fait plus étendues.

## Prolongements possibles

La piste de réflexion ouverte ici pourrait se prolonger dans deux directions :

— du point de vue méthodologique, l'interdépendance complexe qui existe entre la mobilité résidentielle et les passages emploi-chômage devrait permettre de fonder des modèles paramétriques de mouvements de main-d'œuvre ne se bornant pas à l'estimation de formes réduites. En effet, lorsque les variables endogènes sont corrélées entre elles sans que l'on puisse distinguer une interaction simple dans un sens, une interaction simple dans l'autre sens et une interaction double, aucune forme structurelle ne s'impose a priori. Les données FQP décrivent dans le détail les emplois occupés et fournissent suffisamment de caractéristiques individuelles pour permettre l'estimation d'un modèle à équations simultanées migration-chômage.

— du point de vue analytique, la grande absente est évidemment la mobilité professionnelle mais les données FQP ne sont pas les mieux adaptées pour l'appréhender car on ignore leur degré de multiplicité sur la période de 5 ans qui est observée. D'autres sources statistiques seraient à considérer mais il faudra choisir entre la connaissance fine des lieux d'emploi successifs (comme dans les enquêtes CEREQ par exemple) et celle des lieux de résidence .



## BIBLIOGRAPHIE

- AALLEN (O.O.), 1978 — Non-parametric inference for a family of counting processes, *Annals of Statistics*, vol. 6, pp. 701-726.
- BARTEL (A.), 1979 — The migration decision, what role does job mobility play, *American Economic Review*, dec., pp. 775-786.
- BLANC (M.), TAHAR (G.), 1995 — Les relations entre migrations professionnelles et résidentielles de l'urbain vers le rural, Colloque international Développement de l'emploi en milieu rural, Coaticook, Québec, 11-14 octobre, 12 p.
- BODIGUEL (M.), 1986 — *Le rural en question*, Paris, l'Harmattan, 183 p.
- CAVAILHÈS (J.), DESSENDRE (C.), GOFETTE-NAGOT (F.), SCHMITT (B.), 1994 — Change in the French countryside: some analytical propositions, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 21, n° 4, pp. 429-449.
- CLARK (W.), 1992 — Comparing cross-sectional and longitudinal analyses of residential mobility and migration, *Environment and Planning A*, sept., vol. 24, pp. 1291-1302.
- CONGDON (P.) 1993 — Approaches to modelling overdispersion in the analysis of migration, *Environment and Planning A*, oct., vol. 25, pp. 1481-1510.
- COURGEAU (D.), 1993 — Nouvelle approche statistique des liens entre mobilité du travail et mobilité géographique, *Revue Economique*, n° 4, juillet, pp. 791-807.
- COURGEAU (D.), LELIÈVRE (E.), 1994 — Risques compétitifs et indépendance, cadre théorique d'une réflexion, *Population*, n° 2, mars-avril, pp. 481-489.
- DA VANZO (J.), 1983 — Repeat migration in the United States, who moves back and who moves on, *Review of Economics and Statistics*, n° 4, pp. 552-555.
- DESSENDRE (C.), 1994 — Mobilité géographique et insertion professionnelle des jeunes d'origine rurale, thèse, Université de Bourgogne, Dijon, mai, 425 p.
- FOUGÈRE (D.), TAHAR (G.), 1987 — Women's labor force participation and marriage, a study of interdependences using cohort data, Conference on Data Modelling and Unemployment, EHESS, Marseille, oct., 32 p.

- FREES (E.W.), 1993 — Short-term forecasting of internal migration, *Environment and Planning A*, nov., vol. 25, pp. 1593-1606.
- GREENWOOD (M.), 1975a — Research on internal migration in the United States, a survey, *Journal of Economic Literature*, n° 2, juin, pp. 397-433.
- GREENWOOD (M.), 1975b — A simultaneous-equations model of urban growth and migration, *Journal of the American Statistical Association*, n° 352, dec., pp. 797-810.
- HARRIS (J.), TODARO (M.), 1970 — Migration, unemployment and development, a two-sector analysis, *American Economic Review*, mars, pp. 126-142.
- HILAL (M.), PIGUET (V.), SCHMITT (B.), 1995 — Communes rurales et petites villes dans la hiérarchie urbaine, *Economie et Statistiques*, n° 282, pp. 21-36.
- INSEE, 1988 — *Mobilité Professionnelle. Enquête FQP 1985*, Collections de l'INSEE, Série D, n° 121, 253 p.
- JAYET (H.), 1985 — Les zones d'emploi et l'analyse locale des marchés du travail, *Economie et Statistiques*, n° 182, novembre, pp. 37-44.
- JAYET (H.), 1989 — A model of rural-urban repeat migration induced by job turnover, document de travail n° 8904, Unité de recherche, INSEE, mai, 55 p.
- JAYET (H.), 1994 — Marchés de l'emploi urbains et ruraux et migrations, Communication au colloque annuel de l'AFSE, septembre, 13 p.
- KALBFLEISCH (J.D.), PRENTICE (R.L.), 1980 — *The statistical analysis of failure time data*, New-York, Wiley & sons, 322 p.
- KAYSER (B.), 1990 — *La renaissance rurale*, Paris, Armand Colin, 316 p.
- PLASSARD (J.M.), TAHAR (G.), 1990 — Une validation comparée des théories récentes du salaire, Journées de Microéconomie Appliquée, UQAM, Montréal, mai, 32 p.
- SCHLOTTMANN (A.), HERZOG (H.), 1981 — Employment status and the decision to migrate, *Review of Economics and Statistics*, n° 4, nov., pp. 590-598.
- SCHLOTTMANN (A.), HERZOG (H.), 1984 — Career and geographic mobility interactions, implications for the age selectivity of migration, *Journal of Human Resources*, n° 1, winter, pp. 72-86.
- SCHMITT (B.), 1993 — Structuration spatiale et développement économique des espaces ruraux, Communication au 39<sup>e</sup> colloque de

l'Association de science régionale de langue française, Tours, 30 août-1<sup>er</sup> septembre, 21 p.

SEROW (W.), 1991 — Recent trends and future prospects for urban-rural migration in Europe, *Sociologia Ruralis*, n° 4, pp. 269-280.

WILLIAMS (A.), JOBES (P.), 1990 — Economic and quality-of-life considerations in urban-rural migration, *Journal of Rural Studies*, n° 2, pp. 187-194.

## ANNEXE

## Les processus de Markov multivariés

Le développement dans le temps d'un processus ponctuel multivarié  $N(t)$  est gouverné par le processus d'intensité  $\lambda(t) = \{\lambda_1(t), \dots, \lambda_k(t)\}$ ,  $\lambda_b(t).dt$  s'interprétant comme la probabilité conditionnelle que la composante  $N_b(\cdot)$  s'accroisse d'une unité au cours de l'intervalle de temps  $[t, t + dt]$ . Cette définition en temps continu est immédiatement transposable en temps discret en considérant un intervalle de temps fini  $\Delta t$ . Le caractère markovien d'un tel processus implique que sa réalisation à la date  $t$  ne dépend que de sa réalisation à la date précédente (processus markovien dit d'ordre 1).

Soit donc un processus de Markov à espace d'états discrets  $\Gamma$  de dimension  $k$  pour un échantillon *i.i.d.* d'individus labellés  $i = 1, \dots, n$  dont on observe les transitions entre les états du processus. Le processus ponctuel univarié  $N_{bij}(t)$  dénombre les transitions directes de l'état  $b$  à l'état  $j$  ( $b, j \in \Gamma, b \neq j$ ) observées pour l'individu  $i$  au cours de l'intervalle  $[0, t]$ .

Soit  $Y_{bi}(t)$  la variable aléatoire qui prend la valeur 1 lorsque l'individu  $i$  est observé être dans l'état  $b$  juste avant l'instant  $t$  (on dit alors qu'il est soumis au risque d'une transition de type  $b \rightarrow j$ ), et qui prend la valeur 0 sinon. Etant donné le caractère markovien du processus stochastique, le processus ponctuel  $N_{bij}(t)$  est gouverné par le processus d'intensité  $\alpha_{bj} \cdot Y_{bi}(t)$ , où  $\alpha_{bj}$  est le taux instantané de transition de  $b$  vers  $j$  (ou encore l'intensité d'une transition  $b \rightarrow j$ ).

$N_{bj}(t) = \sum_i N_{bij}(t)$  représente le nombre total de transitions  $b \rightarrow j$  observées au cours de l'intervalle  $[0, t]$  et  $Y_b(t) = \sum_i Y_{bi}(t)$  est le nombre total d'individus observés être dans l'état  $b$  à l'instant  $t^-$ .

Alors, puisque les intensités de transition sont supposées être identiques pour des individus différents:

$\{N_{bij}(t); b, j \in \Gamma; b \neq j\}$  est un processus ponctuel  $k$ -varié ayant un processus d'intensité de la forme:

$$\lambda_{bj}(t) = \alpha_{bj}(t) \cdot Y_b(t) \quad b = 1, \dots, k$$

où  $\alpha_{bj}(t)$  est une fonction non négative inconnue et  $Y_b(t)$  un processus stochastique observable non négatif.  $\alpha_{bj}(t)$  est l'intensité d'une transition de type  $bj$  au temps  $t$  et  $Y_b(t)$  est le nombre d'individus "à risque" en  $t^-$ . Le modèle avec intensité multiplicative pour les processus ponctuels multivariés a été introduit par Aalen (1978).

### Test non paramétrique pour deux composantes

Dans le cadre précédent, on peut examiner le problème de test suivant :

$$H_0: \alpha_{bj}(t) = \alpha_{bj'}(t) \quad ; \quad H_a: \alpha_{bj}(t) \neq \alpha_{bj'}(t)$$

avec un ensemble de temps de transition commun à  $bj$  et  $bj'$ .

En notant  $bj$  la transition correspondant à l'une des modalités et  $bj'$  la transition correspondant à la seconde, un tel test peut s'exprimer de la manière suivante: la transition de l'état  $b$  à l'état  $j$  dépend-elle ou non d'une seconde variable d'état dichotomique?

Soit  $d_{bj}(t)$  le nombre de transitions (degré de multiplicité) de type  $bj$  observé au temps  $t$ . On a de même  $d_{bj'}(t)$ .

Soit  $Y_b(t)$  le nombre d'individus observés dans l'état  $b$  immédiatement avant l'instant  $t$ . On a de même  $Y_{b'}(t)$ .

Les données au temps  $t$  se présentent sous la forme d'un tableau de contingence  $2 \times 2$  avec  $d_{bj}$  et  $d_{bj'}$  transitions et respectivement  $(Y_b - d_{bj})$  et  $(Y_{b'} - d_{bj'})$  "survivants".

Une statistique de test pour l'hypothèse nulle définie plus haut est la statistique généralisée de Savage exprimant la somme cumulée des différences entre nombre de transitions observées et nombre de transitions théoriques, ces dernières correspondant aux transitions prévisibles sous l'hypothèse nulle.

Etant donnée la somme  $d = d_{bj} + d_{bj'}$ , les distributions conditionnelles (vis-à-vis des ensembles  $Y_b$  et  $Y_{b'}$ ) de  $d_{bj}$  et  $d_{bj'}$  suivent une loi hypergéométrique. Il s'agit en effet d'un tirage équiprobable sans remise d'un échantillon de  $d$  éléments dans une population de taille  $Y = Y_b + Y_{b'}$ . L'élément de type  $bj$  est en proportion  $p = Y_b / (Y_b + Y_{b'})$  et celui de type  $bj'$  en proportion  $p' = Y_{b'} / (Y_b + Y_{b'})$  de moyenne  $W_{bj}$  et  $W_{bj'}$  et de variance  $V_{bj}$  et  $V_{bj'}$ .

Soit  $X$  le nombre d'éléments du type étudié présents dans l'échantillon de taille  $d$  obtenu. On sait que les moments d'une loi hypergéométrique de paramètres  $Y$ ,  $d$  et  $p$  sont donnés par :

$$E(X) = d.p \quad \text{et} \quad V(X) = d.p.(1-p).(Y-d)/(Y-1)$$

Il vient donc pour la transition  $bj$  les moments suivants au temps  $t$ :

$$W_{bj}^t = \frac{Y_b^t \cdot d^t}{Y_b^t + Y_{b'}^t}$$

$$v_{bj}^t = \frac{d^t \cdot Y_b^t \cdot Y_{b'}^t (Y_b^t + Y_{b'}^t - d^t)}{(Y_b^t + Y_{b'}^t - 1) (Y_b^t + Y_{b'}^t)^2} \quad \text{on a donc } v_{bj}^t = V_{bj}^t$$

Si l'on pose  $S_{bj}^t = d_{bj}^t - W_{bj}^t$  on obtient :

$$S_{bj}^t = \frac{d_{bj}^t \cdot Y_{b'}^t - Y_b^t \cdot d_{b'j'}^t}{(Y_b^t + Y_{b'}^t)} \quad \text{et l'on a donc } S_{bj}^t = -S_{b'j'}^t$$

La statistique  $M_s^t = \begin{pmatrix} S_{bj}^t \\ -S_{bj}^t \end{pmatrix}$  est de moyenne nulle

$$\text{et de variance } M_v^t = \begin{pmatrix} V_{bj}^t & -V_{bj}^t \\ -V_{bj}^t & V_{bj}^t \end{pmatrix}$$

En sommant sur l'ensemble des temps de transition, on obtient la statistique de log-rang  $R = \sum M_s^t$  qui est le vecteur des transitions observées dans chaque population diminuées des transitions théoriquement prévues. La matrice de variance-covariance est  $C = \sum M_v^t$  à la condition que les tableaux de contingence correspondant à chaque temps de transition  $t$  soient indépendants. Un test d'égalité des deux intensités de transition peut être effectué asymptotiquement par rapport à une distribution du khi-2 à un degré de liberté  $R'C^{-1}.R$  (où  $R'$  est la transposée de  $R$  et  $C^{-1}$  la matrice inverse généralisée de  $C$ ). Le nombre de degré de liberté est un et non pas deux car la somme des deux éléments de  $R$  est nulle. Plus simplement, le test du khi-2 peut se faire en prenant l'un des deux éléments de  $R$  et l'élément correspondant de  $C$ .

$$R'C^{-1}.R = S_{bj}^2 / V_{bj} \rightarrow \chi^2 (1) \quad \text{avec} \quad S_{hj} = \sum_t S_{bj}^t \quad \text{et} \quad v_{hj} = \sum_t V_{bj}^t$$

Cette technique d'estimation non paramétrique de type Kaplan-Meier établie pour un seul état de destination se généralise à des situations de risques concurrents puisque l'on peut considérer alors comme censurées toutes les transitions possibles autres que  $bj$  et  $b'j'$  (cf. Kalbfleisch et Prentice, 1980, pp. 168-171), en particulier les diagonales  $bj'$  et  $b'j$ .

Notons que l'on retrouve dans notre cas simple le test d'égalité de deux moyennes  $m_1$  et  $m_2$ , l'expression  $(m_1 - m_2)/\sigma$  devant suivre une loi normale centrée réduite, à ceci près que nos moyennes et variance découlent d'une loi hypergéométrique et non directement de distributions empiriques.