Persee

Daniel Courgeau

Relations entre cycle de vie et migrations

In: Population, 39e année, n°3, 1984 pp. 483-513.

Citer ce document / Cite this document :

Courgeau Daniel. Relations entre cycle de vie et migrations. In: Population, 39e année, n°3, 1984 pp. 483-513.

http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/pop_0032-4663_1984_num_39_3_18002

Résumé

Courgeau Daniel. — Relations entre cycle de vie et migrations. La démographie ne peut saisir de la vie des individus que des événements, qui rendent concrets dans le temps et dans l'espace, des rapports sociaux beaucoup plus complexes. L'analyse détaillée des interactions entre ces divers événements permet cependant d'approcher de plus près ces rapports. Cette étude est menée ici grâce à la mise au point de nouvelles méthodes d'analyse tant paramétriques que non paramétriques, dont on présente une première application à un sous-échantillon d'une enquête menée en France auprès de 4 602 individus, âgés de 45 à 69 ans. Cette enquête relève de façon rétrospective la biographie familiale, professionnelle et migratoire. Les méthodes mises au point se révèlent très puissantes pour analyser les interactions entre ces divers aspects de la vie individuelle. Elles montrent comment l'entrée d'un individu dans une nouvelle étape de son cycle de vie, modifie sa mobilité spatiale : mobilité réduite par le mariage, par l'accession au statut de propriétaire, ou au contraire induite par les naissances successives d'enfants, par un changement professionnel. L'analyse à venir de l'enquête elle-même permettra de mieux assurer ces premiers résultats déjà très prometteurs.

Abstract

Courgeau Daniel. — Relations between life-cycle and migration. Demography only considers certain events in the lives of individuals which are a concrete manifestation of much more complex social relations. A painstaking analysis of the interactions between these different events makes it possible, however, to obtain a better understanding of these relations. The present study uses new methods of analysis, both parametric and non-parametric, which are initially applied to a sub-sample of an enquiry covering 4 602 individuals in France aged between 45 and 69. In this enquiry information was obtained about the family history as well as retrospective data on occupation and migration. The methods proved be most effective in analyzing the interactions between these various aspects of individual lives. They demonstrate how the entry of an individual into a new stage of his life-cycle modifies his spatial mobility : mobility reduced by marriage, by owning one's home, or, on the contrary, induced by the successive births of children or by change of occupation. The analysis from the enquiry itself will make it possible to verify these very promising initial results.

Resumen

Courgeau Daniel. — Relaciones entre ciclo de vida y migraciones. La demografia capta solamente algunos hechos de la vida de los individuos, hechos que a su vez concretizan en el tiempo y en el espacio relaciones sociales muy complejas. El análisis detallado de las inter-acciones entre los diversos elementos del ciclo de vida permite tener una apreciación más clara de esas relaciones. En este estudio se han aplicado nuevos métodos de análisis, tanto paramétricos como no-paramétricos, a una sub-muestra de una encuesta realizada en Francia sobre un total de 4 602 individuos de 45 à 69 aňos de edad. Esta encuesta estudia la biografia familiar, profesionál y migratoria, de una manera retrospectiva. Los métodos empleados han resultado muy adecuados para estudiar las inter-acciones entre los diversos aspectos de la vida individual. Muestran en especial como la entrada de un individuo en una nueva etapa de su ciclo de vida, modifica su movilidad espacial. Esta movilidad es constreňida por el matrimonio y el acceso a la propiedad. Por el contrario, los nacimientos sucesivos de los hijos y los cambios profesionales inducen la movilidad espacial. El análisis de la totalidad de la encuesta, en vias de realización, permitirá confirmar estos primeros resultados que son desde ya muy prometedores.

BY: $ = creative commons

RELATIONS ENTRE CYCLE DE VIE ET MIGRATIONS

La migration d'un individu n'est souvent que l'une des facettes d'un changement plus général qui peut concerner son métier et son statut familial. Des études monographiques fines comme celles que Ph. Collomb a menées sur la région du Lauragais l'ont bien montré. Mais il est difficile de mettre en évidence à l'échelle nationale et donc de manière représentative, une telle connexion entre les événements familiaux, les changements d'activité et les changements de résidence.* Daniel COURGEAU**, *pour y parvenir, a donc réalisé une grande enquête par sondage au cours de laquelle près de 5 000 individus ont été interrogés en 1981. L'analyse des réponses en est délicate et D. Courgeau a mis au point une nouvelle technique qui permet de séparer les facteurs à la manière des modèles log-linéaires***. Il en montre ici l'application à un premier échantillon sur lequel on peut vérifier la puissance de cette méthode. De prochains articles présenteront les résultats portant sur l'ensemble des personnes enquêtées.*

Persée creative commons BY: =

Les données de recensement ne permettent de saisir que de façon approchée certaines relations entre cycle de vie et migrations. Ainsi, en reliant le fait d'être migrant au cours d'une période intercensitaire à diverses caractéristiques familiales, économiques ou sociales de l'individu, il a été possible de dégager l'influence de quelques-unes de ces caractéristiques sur la mobilité géographique [4]. Mais le type même de données utilisées en rend l'interprétation délicate, sinon, dans certains cas, impossible. Cela vient d'abord du fait que les « migrants » sont décelés par une question sur la résidence à une date antérieure. Cette question ne permet de savoir ni le nombre de déplacements, ni la durée de séjour dans chaque lieu de résidence. Il se peut même que, lorsqu'un individu se déplace plusieurs fois au cours de la période intercensitaire, il ne soit pas considéré comme « migrant », s'il a effectué un retour dans son lieu de résidence

* Cf. Ph. Collomb, *« La mort de l'orme séculaire. Crise agricole et migration dans le Lauragais audois dans les années 50 »*, INED, *Travaux et Documents*, à paraître.

** INED.

*** Y.M.M. Bishop, S.E. Fienberg et P.W. Holland. *Discrete multivariate Analysis. Theory and practice.* Cambridge, London, The MIT Press, 1978, 560 p.

initial. Ensuite, les diverses caractéristiques personnelles sont saisies au moment du recensement, sans qu'un tel recensement fournisse d'informations sur leur date d'apparition. Ainsi, un individu est recensé comme marié, mais la date de son mariage n'est pas demandée. Il en résulte une difficulté à relier de façon précise ces caractéristiques mesurées au moment du recensement à une ou plusieurs migrations antérieures à cette date.

Pour mettre plus clairement en évidence ces relations, il est nécessaire de disposer de données plus précises. En particulier, si l'on dispose de la date d'installation dans chaque lieu de résidence, qui peut être défini comme un logement, mais aussi comme une commune, un département ou une région de résidence, et des diverses caractéristiques de l'individu à chacune de ces dates, il sera possible de pousser plus avant l'analyse. Seule une enquête rétrospective peut fournir ces éléments détaillés. Si la mémoire des enquêtés est suffisamment fiable, elle permet, en effet, de suivre l'individu tout au long de sa vie, dans divers domaines de son existence. L'utilisation des données de telles enquêtes ouvre la voie à une analyse plus précise de l'interaction entre migration et cycle de vie.

Un large éventail de méthodes s'offre pour réaliser cette analyse. Il s'étend des méthodes démographiques classiques à des méthodes plus complexes, telles que l'analyse harmonique ou l'analyse sociologique des trajectoires individuelles. Nous allons privilégier ici deux types d'approches, à bien des égards complémentaires. Une première approche non paramétrique généralise les méthodes démographiques classiques en analysant de façon détaillée les interférences entre divers phénomènes. Une seconde approche paramétrique permet d'analyser les durées de séjour observées en fonction d'éléments caractérisant l'étape du cycle de vie de l'enquêté en début de séjour. Nous verrons comment ces deux approches permettront de dénouer l'écheveau des relations complexes existant entre la mobilité spatiale des individus et leur cycle de vie.

Une enquête sur la biographie familiale, professionnelle et migratoire

Depuis l'enquête rétrospective de Guy Pourcher [8], qui lui a permis de tracer le cheminement vers Paris des provinciaux d'origine, l'INED a réalisé plusieurs enquêtes de même type, au cours desquelles la formulation des questions a pu s'affiner. La dernière en date, dite enquête « triple biographie », permet de saisir de façon très précise les cheminements des individus tout au long de leur vie, dans le domaine familial, professionnel et migratoire.

Le propos de cette enquête est de considérer les rapports d'un individu avec différents systèmes de relations (familial, économique, politique), de telle sorte qu'un changement survenu dans l'un d'entre eux

(mariage, promotion professionnelle, guerre) puisse induire des changements dans les autres. Ces changements se traduiront par des modifications de l'insertion des individus dans le temps et dans l'espace.

Pour le système familial, cette enquête relève la date et le lieu où se sont produits les divers événements de la vie familiale de l'enquêté : émancipation du domicile des parents, mariage, naissance des enfants successifs et départ de ces enfants, divorce ou veuvage, lorsqu'ils se produisent. Le statut d'occupation de chaque logement, qui combine les effets de la vie familiale et professionnelle, est également relevé : logé chez ses parents, logé par son employeur, propriétaire...

Pour le système économique, une autre série d'événements est prise en compte : formation scolaire, universitaire et professionnelle, entrée sur le marché du travail, diverses étapes de la vie professionnelle avec les changements d'employeur ou de lieu de travail, périodes de chômage ou d'inactivité et, enfin, la retraite lorsqu'elle se produit.

Quelques événements liés à la vie politique sont également relevés : périodes de service militaire, engagement en cas de guerre. Il sera également possible de distinguer les périodes de crise économique, de guerre...

Cette enquête permet donc de saisir un réseau assez serré et suffisamment diversifié d'événements de la vie des enquêtés, que l'on pourra rattacher aux durées de séjour dans les divers lieux de résidence. On peut espérer que le souvenir des enquêtés est suffisamment précis pour situer correctement ces événements les uns par rapport aux autres.

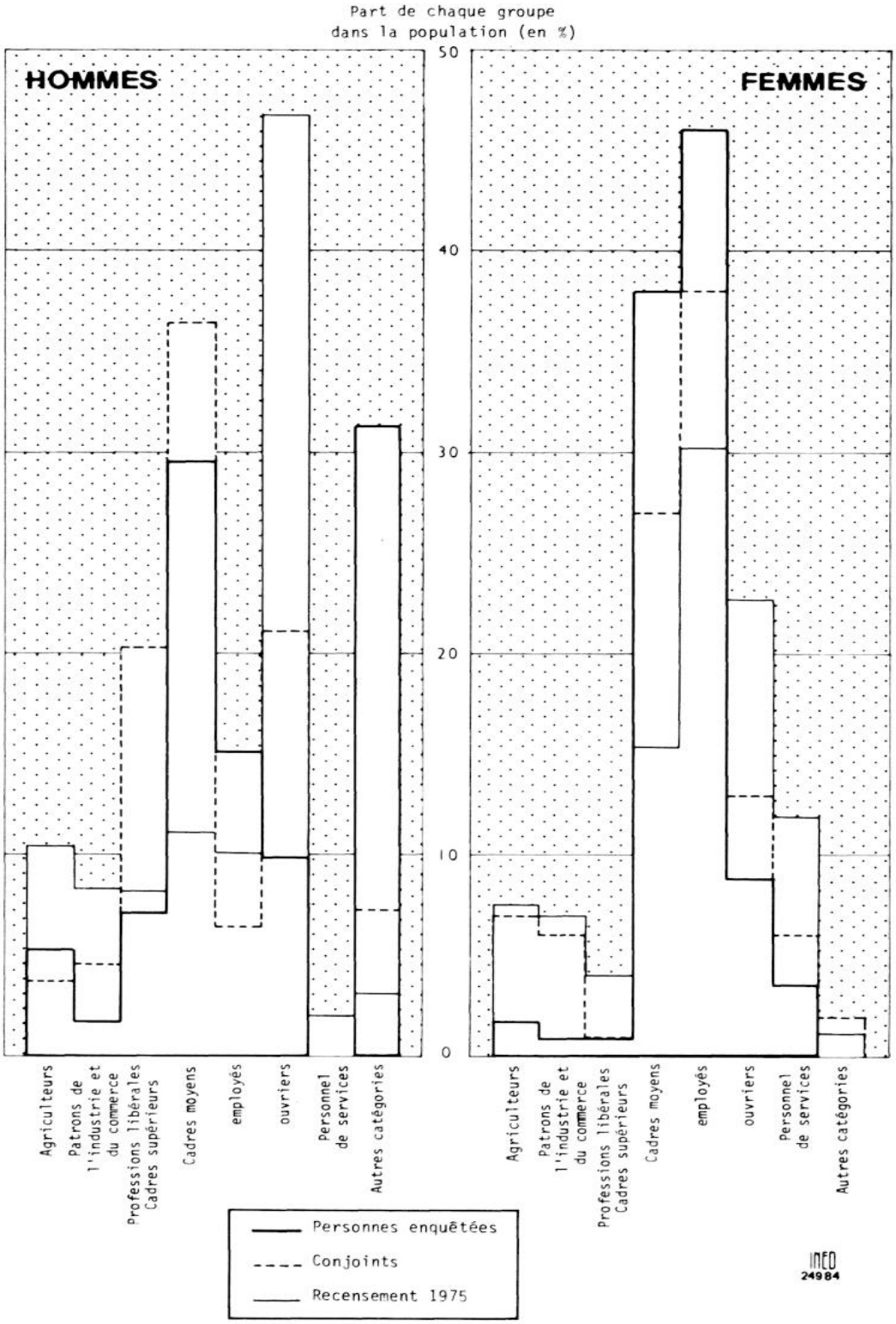
L'enquête a été réalisée en 1981 auprès d'un échantillon de 4 602 personnes, âgées de 45 à 69 ans, avec le concours des enquêteurs de l'INSEE [10]. Pour exploiter cette enquête, nous avons mis au point des méthodes d'analyse nouvelles, adaptées à ce type de données rétrospectives. Nous les présentons dans ce premier article, appliquées à une série de 358 questionnaires [1] qui ont été dépouillés en priorité. L'intérêt d'une telle analyse est lié à la restriction du champ des possibles, nous conduisant à étudier une sous-population, qui n'est pas aléatoire. Nous allons, pour le montrer, examiner rapidement un certain nombre de caractéristiques de cet ensemble de 134 hommes et 224 femmes.

En premier lieu, les hommes sont beaucoup plus âgés que les femmes : 61 % des hommes sont nés avant 1925, contre 19 % des femmes. A l'inverse, peu d'hommes sont nés après 1935 (14 %), contre 47 % de femmes.

Les différences dans les origines professionnelles sont plus difficiles à mettre en évidence. En effet, étant donné la lourdeur du questionnaire, nous avons dû abandonner l'idée initiale d'interroger chacun des conjoints sur sa vie professionnelle. Nous avons seulement demandé à l'enquêté de

---

[1] Il s'agit de 358 enquêteurs de l'INSEE, qui ont accepté de se soumettre eux-mêmes au questionnaire : ce sont les « enquêteurs-enquêtés » !



Graphique 1. — Répartition des personnes enquêtées et de leur conjoint au moment du mariage distinguées par sexe, selon la catégorie socio-professionnelle, répartition de la population active au recensement de 1975 selon la CSP.

nous donner des renseignements sur la profession de son conjoint au moment du mariage et au moment de l'enquête.

C'est donc au moment du mariage [2] que l'on peut faire la comparaison des catégories professionnelles pour chaque sexe. Le graphique 1 donne les résultats, à ce moment, pour les populations d'hommes et de femmes considérées séparément, en portant à titre de comparaison la répartition socio-professionnelle au recensement de 1975. Pour le sexe masculin, les enquêteurs sont essentiellement des membres de l'armée-police (31 % contre 3 % pour l'ensemble des actifs en 1975) et des cadres moyens (29 % contre 11 % pour l'ensemble des actifs en 1975). Les conjoints des enquêteuses, en revanche, sont, en minorité, membres de l'armée et de la police (7 %), mais essentiellement des cadres moyens (36 %) et des cadres supérieurs (20 % contre 8 % pour l'ensemble des actifs en 1975). On y note également une plus forte proportion d'ouvriers (21 %), mais celle-ci est bien moindre que pour la population active totale (près de 47 %).

Les femmes des enquêteurs étaient beaucoup moins actives au moment de leur mariage que les enquêteuses (52 % contre 75 %). Bien que les deux populations soient essentiellement formées de cadres moyens et d'employées, les femmes des enquêteurs se répartissent en moins grande part dans ces deux catégories (65 % contre 84 %), mais elles se distinguent encore de la population active féminine en 1975 (53 %).

Il paraît donc nécessaire de distinguer la population des enquêteurs de celle des enquêteuses pour la suite de l'analyse, ces populations étant, à bien des égards, différentes.

Changement de logement, changement de département

Une telle enquête permet de définir une migration de nombreuses façons : changement de logement, de commune, de département, de région, de catégorie de commune (urbaine-rurale)... Parmi toutes ces définitions nous privilégions ici, d'une part les changements de logement, d'autre part les changements de département. La première optique met l'accent sur les déplacements de courte distance, en grande partie liés aux événements familiaux : mariage, accroissement de la taille des ménages... La seconde optique filtre, au contraire, des déplacements de plus grande amplitude, réalisés pour des motifs souvent plus économiques que familiaux.

Nous avons volontairement omis dans l'enquête les séjours de moins de 6 mois, de trop courte durée pour être facilement remémorés par les enquêtés. Dans cet article, nous laisons également de côté les séjours de moins d'une année, dont les raisons sont d'ordre plus conjoncturel que liées au cycle de vie des enquêtés. Cependant en conservant ces séjours, les résultats de cet article restent bien vérifiés.

---

[2] Seuls 6 enquêteurs et 7 enquêteuses sont célibataires.

Le point de départ de notre observation se situe au moment où l'enquêteur a terminé ses études et a pris un premier emploi. La date du premier changement de logement, simultanée ou postérieure à cette prise d'emploi, en constitue l'instant initial. Nous évitons ainsi de prendre en compte des durées de séjour dont le début est tronqué du fait que l'individu ne travaillait pas encore. A partir de cet instant initial, nous observons les durées de séjour des enquêteurs dans les logements (cf. départements) successivement occupés. Nous nous intéressons ici autant aux durées de séjour entièrement observées qu'aux durées non encore terminées. Ces dernières fournissent, en effet, une information non négligeable pour cette analyse : aucune nouvelle migration n'est intervenue avant la date de l'enquête.

Analyse des interactions entre durée de séjour et étape du cycle de vie

Nous nous proposons, ici, d'éclairer les relations qui peuvent exister entre les diverses caractéristiques familiales, économiques, politiques de l'individu et son comportement spatial. Nous ne cherchons pas de relations causales au niveau individuel, car une causalité ne peut jamais être montrée avec certitude. Bien plus, une analyse plus poussée nous montrera, dans certains cas, les influences qui existent dans l'autre sens. Nous parlerons donc ici d'interaction entre mobilité spatiale et étape du cycle de vie.

Parmi les diverses méthodes d'approche, nous privilégierons ici une analyse statistique des durées de séjour, qui généralise les modèles de régression usuels [9]. Cette méthode d'analyse est présentée de façon plus détaillée dans l'annexe 1. Elle permet, en particulier, d'utiliser l'information incomplète sur les intervalles à cheval et fournit un certain nombre de tests statistiques sur le rôle des diverses variables introduites [7]. Le modèle développé plus précisément ici est d'une grande souplesse, car il permet d'introduire un effet de durée de présence conjointement avec celui des diverses caractéristiques de l'individu en début de séjour.

Il s'agit d'une généralisation du modèle de Gompertz :

$$\mu\,(t, X_i, \theta) = \exp(\theta X_i + \theta_0 t)$$

où $\mu\,(t, X_i, \theta)$ est le quotient instantané de migration d'un individu i, qui dépend d'un vecteur de variables X_i, le caractérisant en début de séjour, de la durée de séjour t et d'un vecteur de paramètres θ. Les tableaux issus de l'utilisation de ce modèle fournissent les valeurs des paramètres θ estimés. Lorsque ce paramètre est positif, cela indique que la variable correspondante a pour effet d'augmenter le quotient de migration, donc de diminuer la durée de séjour en un lieu. A l'inverse, une valeur négative réduira ce quotient. Pour une variable comme la durée de séjour, on voit qu'une valeur négative du paramètre indiquera que plus la durée de séjour

Variable		Indicateur
Age	moins de 20 ans	0 — ne fait pas partie de ce groupe 1 — en fait partie
	20-24 ans	idem
	25-29 ans	idem
	30-34 ans	idem
	35-39 ans	idem
	40-45 ans	idem
	45-49 ans	idem
Cohorte		0 — nés avant 1925 1 — nés de 1925 à 1934 inclus 2 — nés après 1934
Durée de séjour		en années
Famille	marié	0 — non marié (y compris veufs, divorcés) 1 — marié
	nombre d'enfants	— nombre d'enfants nés en début de période
	départ enfants	0 — tous les enfants vivent chez l'enquêté 1 — au moins 1 enfant ne vit plus chez l'enquêté
	divorcé-veuf	0 — non divorcé et non veuf 1 — divorcé ou veuf
Logement	logé par ses parents	0 — non logé par ses parents 1 — logé par ses parents
	logé par l'employeur	0 — non logé par l'employeur 1 — logé par l'employeur
	propriétaire	0 — non propriétaire 1 — propriétaire
Diplômes		0 — aucun diplôme d'enseignement 1 — certificat d'études primaires 2 — brevet d'études du premier cycle 3 — baccalauréat (1re partie) 4 — baccalauréat (2e partie) 5 — propédeutique 6 — deux certificats de licence 7 — licence 8 — diplôme de sortie d'une grande école
Etat professionnel		0 — ne travaille pas en début de période 1 — travaille en début de période
Travaille dans le public		0 — ne travaille pas dans le secteur public 1 — travaille dans le secteur public
CSP	Instituteur	0 — non instituteur 1 — instituteur en début de période
	Employé de bureau	0 — non employé de bureau 1 — employé de bureau en début de période
	Cadre administratif moyen	0 — non cadre administratif moyen 1 — cadre administratif moyen
	Armée et police	0 — ne travaille pas dans l'armée ou la police 1 — travaille dans l'armée ou la police
	Cadre administratif supérieur	0 — non cadre administratif supérieur 1 — cadre administratif supérieur
Crise de 1931		0 — période ne commençant pas en 1931-1935 1 — période commençant en 1931-1935
Crise de 1974		0 — période ne commençant pas en 1974-1981 1 — période commençant en 1974-1981
Guerre de 1939-1944		0 — période ne commençant pas en 1939-1944 1 — période commençant en 1939-1944
Service militaire		0 — période ne débutant pas sous le service militaire 1 — période débutant sous le service militaire

augmente, plus le quotient diminue. On a également porté entre parenthèses les valeurs de exp θ, lorsqu'il s'agit de variables binaires. Ces valeurs sont utiles dans ce cas, car elles donnent directement l'effet multiplicatif d'une telle variable sur le quotient instantané de migration. On a enfin porté en fin de tableaux le logarithme des rapports de vraisemblance obtenus pour les divers modèles utilisés comparés soit à un modèle où le quotient est constant, soit au modèle antérieurement présenté dont toutes les variables sont également prises en compte dans le nouveau modèle. Cela permet de savoir si les nouvelles variables introduites améliorent la représentativité du modèle.

Partant de l'effet classique de l'âge, l'analyse introduira successivement les variables familiales, celles liées au type d'occupation du logement, les variables économiques, puis enfin des variables plus proches de la vie politique du pays. Toutes les variables introduites pour cette analyse, hormis la durée de présence, sont mesurées en début de chaque période : le tableau 1 donne une vue d'ensemble de ces variables avec leur définition précise. Leur effet sur la durée de séjour est supposé, ici, multiplicatif [3].

Lorsque l'analyse plus fouillée d'une interaction précise sera nécessaire, nous utiliserons des méthodes qui généralisent l'analyse démographique classique et qui font, cette fois-ci, intervenir l'état dans lequel se trouve l'individu, juste avant l'événément étudié. Pour l'analyse des interactions entre fécondité légitime et mobilité géographique, nous renvoyons le lecteur à l'annexe 2, qui présente de façon succincte la méthode employée [3].

Un point de départ : l'effet d'âge...

Toutes les études antérieures ont décelé une très forte influence de l'âge sur les proportions de migrants : celles-ci passent par un maximum important entre 20 et 30 ans, pour décroître fortement ensuite. La question se pose de savoir si cette vue transversale du phénomène est toujours vérifiée lors d'une approche longitudinale.

Pour le montrer, nous avons distingué les individus selon le groupe d'âge quinquennal [4] atteint en début de séjour dans leur logement (cf. département).

Les résultats présentés dans le tableau 2 viennent confirmer ce très fort effet d'âge. Un premier modèle, dit stationnaire car il suppose le quotient instantané de migration indépendant de la durée de séjour, montre que ce quotient est près de six fois plus élevé pour les changements de logement (trois fois pour les changements de département) lorsque l'on

---

(3) Nous avons vérifié qu'un modèle additif s'ajuste moins bien à des données de ce type.

(4) Du fait que nous utilisons des variables binaires pour indiquer l'appartenance de l'individu à ces divers groupes d'âge, l'un de ces groupes (ici 50 ans et plus pour les hommes et 45 et plus pour les femmes, qui sont plus jeunes) doit être omis pour permettre l'estimation, comme dans une analyse classique de régression.

TABLEAU 2. — EFFETS DE L'ÂGE ET DE LA DURÉE DE SÉJOUR : PARAMÈTRES θ ESTIMÉS (ENTRE PARENTHÈSES LES VALEURS DE exp (θ), LORSQUE LA VARIABLE CONSIDÉRÉE EST BINAIRE), RAPPORTS DE VRAISEMBLANCE AVEC LE MODÈLE À TAUX CONSTANT ET AVEC LE MODÈLE ANTÉRIEUREMENT PRÉSENTÉ

	HOMMES			
	Changement de logement		Changement de département	
Modèle / Variables	(1) Stationnaire	(2) Non-stationnaire	(1) Stationnaire	(2) Non-stationnaire
Age — moins de 20 ans	1,470** (4,350)	1,526** (4,600)	1,191** (3,291)	1,438** (4,211)
Age — 20-24 ans	1,769** (5,865)	1,762** (5,824)	1,040** (2,830)	1,492** (4,444)
Age — 25-29 ans	1,049** (2,856)	1,228** (3,413)	0,827** (2,286)	1,293** (3,642)
Age — 30-34 ans	1,072** (2,921)	1,203** (3,331)	1,163** (3,198)	1,373** (3,946)
Age — 35-39 ans	1,083** (2,953)	1,158** (3,183)	1,112** (3,041)	1,281** (3,599)
Age — 40-44 ans	0,558* (1,801)	0,714** (2,043)	0,936** (2,550)	1,074** (2,926)
Age — 45-49 ans	0,474 (1,607)	0,528 (1,695)	0,626 (1,871)	0,708* (2,030)
Cohorte	— 0,062	— 0,081	— 0,107	— 0,162*
Durée de séjour	—	— 0,061**	—	— 0,116**
Constante	— 2,873** (0,057)	— 2,648** (0,071)	— 3,076** (0,046)	— 2,648** (0,071)
Rapport de vraisemblance avec un modèle à taux constant	181,41**	270,69**	30,05**	347,46**
(degrés de liberté)	(8)	(9)	(8)	(9)
Rapport de vraisemblance avec le modèle antérieur	—	89,28**	—	317,41**
(degrés de liberté)	—	(1)	—	(1)

	FEMMES			
	Changement de logement		Changement de département	
Modèle / Variables	(1) Stationnaire	(2) Non-stationnaire	(1) Stationnaire	(2) Non-stationnaire
Age — moins de 20 ans	1,640** (5,155)	1,724** (5,609)	0,272 (1,132)	1,056* (2,874)
Age — 20-24 ans	1,659** (5,254)	1,763** (5,829)	1,140* (3,128)	1,664** (5,281)
Age — 25-29 ans	1,204** (3,333)	1,340** (3,819)	1,049** (2,855)	1,489** (4,432)
Age — 30-34 ans	0,870** (2,388)	1,024** (2,786)	0,769 (2,158)	1,170* (3,222)
Age — 35-39 ans	0,549 (1,731)	0,672* (1,958)	0,894 (2,446)	1,163* (3,198)
Age — 40-44 ans	0,400 (1,492)	0,483 (1,621)	0,325 (1,348)	0,547 (1,728)
Age — 45-49 ans	— —	— —	— —	— —
Cohorte	0,046	— 0,033	0,196*	— 0,073
Durée de séjour	—	— 0,054**	—	— 0,107**
Constante	— 3,239** (0,039)	— 2,989** (0,050)	— 3,768** (0,023)	— 3,218** (0,040)
Rapport de vraisemblance avec un modèle à taux constant	154,59**	207,47**	48,79**	186,50**
(degrés de liberté)	(7)	(8)	(7)	(8)
Rapport de vraisemblance avec le modèle antérieur	—	52,88**	—	137,71**
(degrés de liberté)	—	(1)	—	(1)

Note : * Résultat significatif au seuil de 5 %.
** Résultat significatif au seuil de 1 %.

F - pop - UR 38 (00322 - 4663) / 1984 / n° 3

compare les individus âgés de 20 à 24 ans aux plus âgés. En revanche, le comportement migratoire des hommes ne diffère pas significativement de celui des femmes pour chaque groupe d'âge considéré. Dans notre analyse nous avons également introduit une variable « cohorte » pour distinguer les individus nés avant 1925 de ceux nés entre 1925 et 1935 et de ceux nés en 1935 et après. L'effet de cette variable n'est généralement pas significatif. On ne décèle en fait qu'une seule augmentation du quotient de migration selon la cohorte, pour les changements de département des enquêteuses, mais cet effet n'est plus significatif dès que l'on introduit la durée de présence. Les faibles effectifs observés expliquent en partie la difficulté de mettre en évidence une lente augmentation de la mobilité avec la cohorte étudiée, que seuls des recensements ou des enquêtes sur des effectifs suffisants ont montré par ailleurs [12].

Un second modèle, dit non stationnaire, introduit une possibilité de variation du quotient de migration lorsque la durée de séjour augmente. Cet effet est ici très net et améliore fortement la pertinence du modèle. Après une présence de dix ans, ce quotient est divisé par deux pour les changements de logement, par plus de trois pour les changements de département. A nouveau on ne décèle aucune différence de comportement entre les hommes et les femmes. Ce résultat corrobore la vue selon laquelle, plus la durée de séjour est importante plus l'individu peut être considéré comme bien intégré dans son lieu de résidence. On conçoit alors qu'un changement de département devienne beaucoup moins envisageable qu'une migration à courte distance qui, elle, permet de conserver la plupart des liens avec la communauté d'origine.

Voyons maintenant comment ces effets sont modifiés si l'on fait intervenir d'autres caractéristiques de l'enquêté en début de période.

... modifié par le cycle familial et celui du logement...

Les données de recensement montrent une mobilité plus forte pour les personnes mariées que pour les célibataires, pour tous les âges avant 50 ans pour les hommes et 45 ans pour les femmes [4]. Cela s'explique, en partie du moins, par le fait que l'état matrimonial est décelé au moment du recensement alors que la migration est antérieure à cette date. Il en résulte la prise en compte de nombreuses migrations par mariage que le recensement ne permet pas de distinguer des autres.

Il en va différemment avec une enquête rétrospective qui permet de situer clairement les événements les uns par rapport aux autres.

En premier lieu, nous saisissons l'état matrimonial de l'enquêté en début de séjour, ce qui élimine l'effet des migrations par mariage. Celles-ci sont comptées comme des migrations d'individus célibataires en début de période. De la même façon, nous saisissons la dimension de la famille par le nombre d'enfants déjà nés en début de séjour. Cependant nous verrons qu'il sera utile d'examiner plus en détail cet effet de l'accroissement de

la famille, ce qui nous conduira à une approche non paramétrique. Nous introduirons également une variable binaire, indiquant si le ménage a entamé sa phase de décroissance. Celle-ci devient égale à l'unité dès qu'un enfant a quitté pour la première fois le logement de ses parents. Nous considérons enfin les ruptures d'union par veuvage ou divorce sans pouvoir distinguer les deux cas étant donné les faibles effectifs enquêtés.

Le tableau 3 donne les résultats de cette analyse. Notons d'abord que l'ensemble de ces variables améliore fortement la pertinence du modèle antérieur pour les changements de logement, mais n'introduit aucune amélioration pour les changements de département. Cela montre clairement que les déplacements liés au cycle familial sont essentiellement de courte distance.

La première étape que constitue le mariage stabilise le logement de l'individu : le fait d'être marié divise par près de deux le quotient de migration. Bien sûr cela peut venir du fait que les migrations par mariage sont comptées dans les migrations d'individus qui sont célibataires en début de période. Cependant, lorsque l'on supprime les périodes se terminant par un mariage, cet effet subsiste toujours avec la même intensité : le quotient est multiplié par 0,605 contre 0,552 pour les hommes et 0,618 contre 0,639 pour les femmes. Le mariage conduit donc bien à une stabilisation du logement.

La deuxième étape, constituée par les naissances successives d'enfants, devrait a priori engendrer une augmentation de la mobilité en vue d'ajuster la taille du logement à celle du ménage. Pour mettre en évidence cet effet, plusieurs méthodes sont possibles. Avec l'analyse paramétrique utilisée jusqu'ici nous avons la possibilité d'introduire une série de variables binaires pour indiquer le nombre d'enfants nés en début de période. Dans la mesure où cet effet variait à peu près proportionnellement au nombre d'enfants, nous avons préféré utiliser une variable synthétique qui est cet effectif lui-même. Comme les effectifs observés sont faibles on a tout intérêt à réduire le nombre de variables considérées. On constate sur le tableau 2 que cette variable a un effet différent chez les hommes et chez les femmes. Chez les hommes, son effet [5] est bien dans le sens attendu : augmentation du quotient avec le nombre d'enfants. En revanche, on observe chez les femmes un effet inverse. Cette première différence entre enquêteurs et enquêteuses mérite une analyse plus poussée.

Pour ce faire nous allons non plus considérer le nombre d'enfants en début de séjour, mais ce nombre juste avant la migration. En effet, on peut penser que certains couples n'envisagent une migration que lorsque la taille du ménage nécessite un logement plus important. D'un autre côté nous allons étudier de façon plus précise la dépendance entre mobilité et fécondité dans les deux sens. Car si l'on met en évidence un rôle de la taille du ménage sur sa mobilité spatiale, il est intéressant de vérifier s'il n'y a

[5] Cet effet ne devient significatif que lorsque l'on fait intervenir le statut d'occupation du logement. Il reste cependant toujours dans le même sens.

TABLEAU 3. — EFFETS DE L'ÂGE, LA DURÉE DE SÉJOUR, L'ÉTAPE DU CYCLE DE VIE FAMILIAL ET DU STATUT D'OCCUPATION DU LOGEMENT : PARAMÈTRES θ ESTIMÉS (ENTRE PARENTHÈSES : exp (θ), LORSQUE LA VARIABLE CONSIDÉRÉE EST BINAIRE), RAPPORTS DE VRAISEMBLANCE AVEC LE MODÈLE À TAUX CONSTANT ET AVEC LE MODÈLE ANTÉRIEUREMENT PRÉSENTÉ

	HOMMES			
	Changement de logement		Changement de département	
Modèle / Variables	(3) Famille	(4) Famille et logement	(3) Famille	(4) Famille et logement
Age — moins de 20 ans	1,099** (3,002)	0,241 (1,273)	1,397** (4,043)	0,945* (2,573)
Age — 20-24 ans	1,463** (4,317)	0,502 (1,653)	1,473** (4,362)	0,838* (2,311)
Age — 25-29 ans	1,192** (3,294)	0,322 (1,381)	1,320** (3,745)	0,582 (1,790)
Age — 30-34 ans	1,184** (3,267)	0,354 (1,425)	1,394** (4,030)	0,676 (1,966)
Age — 35-39 ans	1,158** (3,184)	0,380 (1,462)	1,303** (3,679)	0,538 (1,713)
Age — 40-44 ans	0,702** (2,108)	0,150 (1,162)	1,096** (2,994)	0,451 (1,571)
Age — 45-49 ans	0,490 (1,632)	0,076 (1,079)	0,711 * (2,037)	0,415 (1,514)
Cohorte	— 0,028	0,075	— 0,156*	— 0,058
Durée de séjour	— 0,055**	— 0,032**	— 0,116**	— 0,101**
Famille — marié	— 0,593** (0,552)	— 0,721** (0,486)	— 0,132 (0,876)	— 0,250* (0,779)
Famille — nombre d'enfants	0,056	0,101*	0,034	0,007
Famille — départ enfants	— 0,018 (0,982)	0,062 (1,064)	0,021 (1,021)	0,049 (1,050)
Famille — divorcé-veuf	0,216 (1,241)	0,184 (1,202)	— 0,301 (0,740)	— 0,260 (0,771)
Logement — logé par ses parents	—	— 0,312** (0,732)	—	— 0,843** (0,430)
Logement — logé par l'employeur	—	0,173* (1,189)	—	0,210* (1,234)
Logement — propriétaire	—	— 1,959** (0,141)	—	— 1,414** (0,243)
Constante	— 2,223** (0,108)	— 1,341** (0,262)	— 2,604** (0,074)	— 1,845** (0,158)
Rapport de vraisemblance avec un modèle à taux constant	303,04**	494,57**	349,23**	438,77**
(degrés de liberté)	(13)	(16)	(13)	(16)
Rapport de vraisemblance avec le modèle antérieur	32,35**	191,53**	1,77	89,54**
(degrés de liberté)	(4)	(3)	(4)	(3)

		FEMMES			
		Changement de logement		Changement de département	
Variables	Modèle	(3) Famille	(4) Famille et logement	(3) Famille	(4) Famille et logement
Age	moins de 20 ans	1,171** (3,227)	0,590 (1,804)	1,035 (2,814)	0,818 (2,267)
	20-24 ans	1,572** (4,816)	0,928** (2,529)	1,652** (5,218)	1,232* (3,428)
	25-29 ans	1,352** (3,863)	0,886* (2,426)	1,549** (4,708)	1,165* (3,207)
	30-34 ans	1,166** (3,208)	0,717* (2,049)	1,309* (3,701)	1,007 (2,737)
	35-39 ans	0,792* (2,207)	0,679 (1,972)	1,263* (3,537)	1,092 (2,979)
	40-44 ans	0,550 (1,734)	0,271 (1,311)	0,588 (1,801)	0,363 (1,438)
	45-49 ans	—	—	—	—
Cohorte		0,036	0,137*	– 0,058	0,012
Durée de séjour		– 0,044**	– 0,028**	– 0,106**	– 0,099**
Famille	marié	– 0,448** (0,639)	– 0,449** (0,638)	0,054 (1,056)	0,069 (1,071)
	nombre d'enfants	– 0,191**	– 0,170**	– 0,131	– 0,164*
	départ enfants	0,448 (1,565)	0,480 (1,616)	0,383 (1,467)	0,401 (1,495)
	divorcé-veuf	0,236 (1,266)	0,113 (1,119)	– 0,089 (1,093)	0,104 (1,109)
Logement	logé par ses parents	—	– 0,241 (0,786)	—	– 0,400* (0,670)
	logé par l'employeur	—	0,288** (1,334)	—	0,629** (1,875)
	propriétaire	—	– 1,372** (0,254)	—	– 0,753** (0,471)
Constante		– 2,514** (0,081)	– 2,003** (0,135)	– 3,228** (0,040)	– 2,963** (0,052)
Rapport de vraisemblance avec un modèle à taux constant (degrés de liberté)		252,36** (12)	388,09** (15)	190,48** (12)	233,32** (15)
Rapport de vraisemblance avec le modèle antérieur (degrés de liberté)		44,89** (4)	135,73** (3)	3,98 (4)	42,84** (3)

Note : * Résultat significatif au seuil de 5 %.
** Résultat significatif au seuil de 1 %.

TABLEAU 4. — DESCENDANCE SELON LE NOMBRE DE MIGRATIONS ANTÉRIEURES FAITES ET MOBILITÉ CUMULÉE SELON LE NOMBRE D'ENFANTS NÉS ANTÉRIEUREMENT EN FONCTION DE LA DURÉE ÉCOULÉE DEPUIS LE MARIAGE

Durée moyenne	*FEMMES*													
	Mariées avant 23 ans							Mariées à 23 ans et après						
	Descendance selon le nb. de migrations antér.			Mobilité cumulée selon le nb. d'enfants nés antérieurement				Descendance selon le nb. de migrations antér.			Mobilité cumulée selon le nb. d'enfants nés antérieurement			
	Aucune migration	1 migr.	2 migr.	Aucun enfant	1 enfant	2 enfants	3 enfants	Aucune migration	1 migr.	2 migr.	Aucun enfant	1 enfant	2 enfants	3 enfants
1,5	0,57	0,62	(0,62)	0,34	0,35	(0,35)	(0,35)	0,66	0,63	(0,63)	0,14	0,30	(0,30)	(0,30)
2,5	0,86	0,85	(0,85)	0,66	0,63	0,70	(0,70)	0,94	1,00	(1,00)	0,18	0,58	0,61	(0,61)
3,5	1,23	1,14	1,02	0,91	0,91	0,98	(0,98)	1,28	1,20	(1,20)	0,18**	0,81	0,71	(0,71)
4,5	1,42	1,44	1,33	1,07**	1,10	1,22	(1,22)	1,55	1,51	(1,51)	0,18**	1,08	0,76	(0,76)
5,5	1,66	1,58	1,62	—	1,36	1,38	(1,38)	1,81	1,60	(1,59)	—	1,17	0,89	(0,89)
10,5	2,36**	2,20	2,26	—	2,22	2,19	2,23	2,54**	1,85	2,00	—	2,06**	1,54	1,58
15,5	—	2,46	2,53	—	2,83**	2,72	2,78	2,93**	1,99**	2,05	—	—	1,86	2,20
20,5	—	2,46**	2,58	—	—	3,09	2,98	—	2,05**	2,05**	—	—	2,05	2,51**
25,5	—	—	2,70**	—	—	3,60**	3,49**	—	2,05**	2,05**	—	—	2,30**	2,78**

Durée moyenne	*HOMMES* (tous âges au mariage réunis)						
	Descendance selon le nb. de migrations antér.			Mobilité cumulée selon le nb. d'enfants nés antérieurement			
	Aucune migration	1 migr.	2 migr.	Aucun enfant	1 enfant	2 enfants	3 enfants
1,5	0,60	0,56	(0,56)	0,27	0,32	(0,32)	(0,32)
2,5	0,88	0,79	(0,79)	0,55	0,49	(0,49)	(0,49)
3,5	1,02	1,03	(1,03)	0,80	0,65	1,03	(1,03)
4,5	1,22	1,32	1,41	0,97	0,79	1,19	(1,19)
5,5	1,42	1,49	1,52	1,03	1,00	1,40	(1,40)
10,5	1,77	2,00	1,92	—	1,71	2,35	2,30
15,5	1,88**	2,17	2,20**	—	2,25	2,97	3,26
20,5	—	2,25	2,35**	—	3,08**	3,46	3,70
25,5	—	2,25**	2,35**	—	3,58**	3,78	4,31

** La population soumise au risque est comprise entre 10 et 20 individus.
— La population soumise au risque est inférieure à 10 individus.

pas également dans l'autre sens une possibilité de prévoir, avant la naissance des enfants, un logement de taille suffisante pour éviter cette mobilité.

Pour que l'analyse non paramétrique (voir pour plus de détails l'annexe 2) de ces interférences soit parfaite, il serait nécessaire de tenir compte à la fois de l'âge au mariage et de la durée écoulée depuis cet âge. Etant donné les faibles effectifs observés, nous n'avons pu considérer pour les enquêteurs que la durée écoulée depuis le mariage, sans pouvoir faire intervenir l'âge au mariage. Pour les enquêteuses, nous avons pu distinguer deux grands groupes (celles mariées avant 23 ans et celles mariées à 23 ans et après) selon la durée écoulée depuis le mariage.

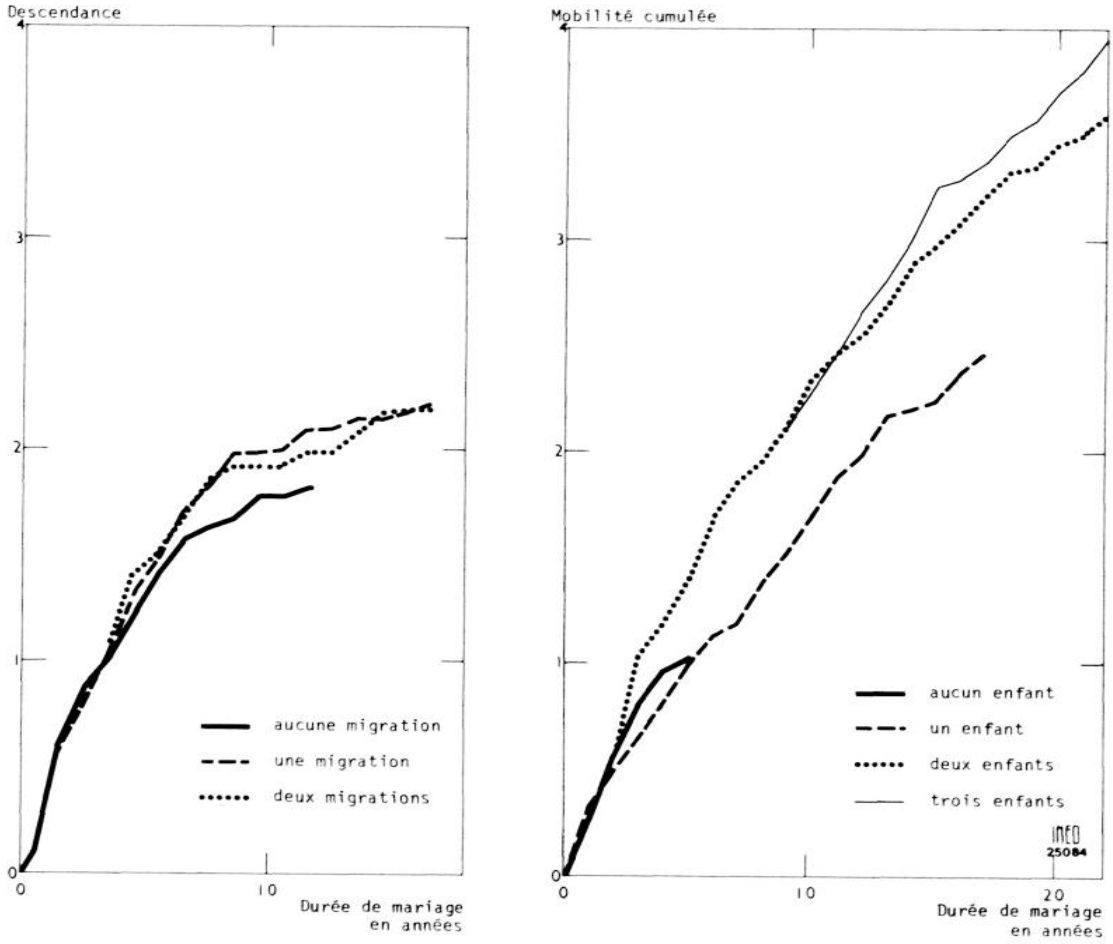
Une fois ces sous-populations définies, nous calculons des taux de migration selon la durée écoulée depuis le mariage et selon le nombre d'enfants qu'a eu l'individu dans le passé ou lors de l'année considérée et des taux de fécondité légitime selon la même durée et selon le nombre de migrations faites depuis le mariage [6]. La somme des taux successifs donne un nombre moyen de migrations faites par les sous-populations fictives ayant 0, 1, 2... enfants et une descendance des sous-populations ayant effectué 0, 1, 2... migrations après leur mariage. Lorsque l'on travaille sur des rangs de naissance (et de migration) élevés, les populations soumises aux risques pour les faibles durées sont nulles ou très petites. Nous faisons l'hypothèse que tant que ces populations comportent moins de 20 individus, le taux cumulé pour le rang considéré est le même que celui du rang inférieur. Par contre, lorsque l'on voudra tester l'identité du comportement des diverses sous-populations, on ne considérera que les âges pour lesquels cette comparaison est possible. Nous utiliserons pour ce faire des test de Pearson (voir annexe) qui permettent de dire si l'on peut considérer les comportements des diverses sous-populations comme différents.

Le tableau 4 et le graphique 2 donnent les résultats obtenus pour les enquêteurs. Tout en confirmant les résultats antérieurs, ils apportent des éléments nouveaux. En premier lieu, on constate qu'après la naissance du premier enfant, la mobilité liée à l'accroissement de la famille est importante [7]. Après 15 ans de mariage, les ménages d'enquêteurs avec un seul enfant, ont fait en moyenne 2,24 migrations, contre 2,97 pour les ménages avec deux enfants et 3,26 pour ceux ayant trois enfants; soit une migration de plus en comparant les deux extrêmes. La recherche d'un logement convenant mieux à la taille croissante du ménage expliquerait, en partie, ce résultat. Mais à l'inverse, lorsque l'on regarde la descendance des

---

[6] Voir [3] pour une représentation plus détaillée de ces méthodes d'analyse. Nous supposons ici que les individus ayant eu leur K ième enfant entre les durées x et $x + 1$ sont à compter dans la population ayant K enfant soumise au risque de migration entre les mêmes durées. Une hypothèse symétrique est faite pour le calcul des taux de fécondité.

[7] Le test de Pearson pour la comparaison des familles avec un ou deux enfants donne un χ^2 à 16 degrés de liberté égal à 31,40 significatif au seuil de 2 %. Pour la comparaison des familles avec deux ou trois enfants ce test n'est significatif que pour un certain nombre d'années, mais ne l'est pas globalement étant donné les faibles effectifs observés.

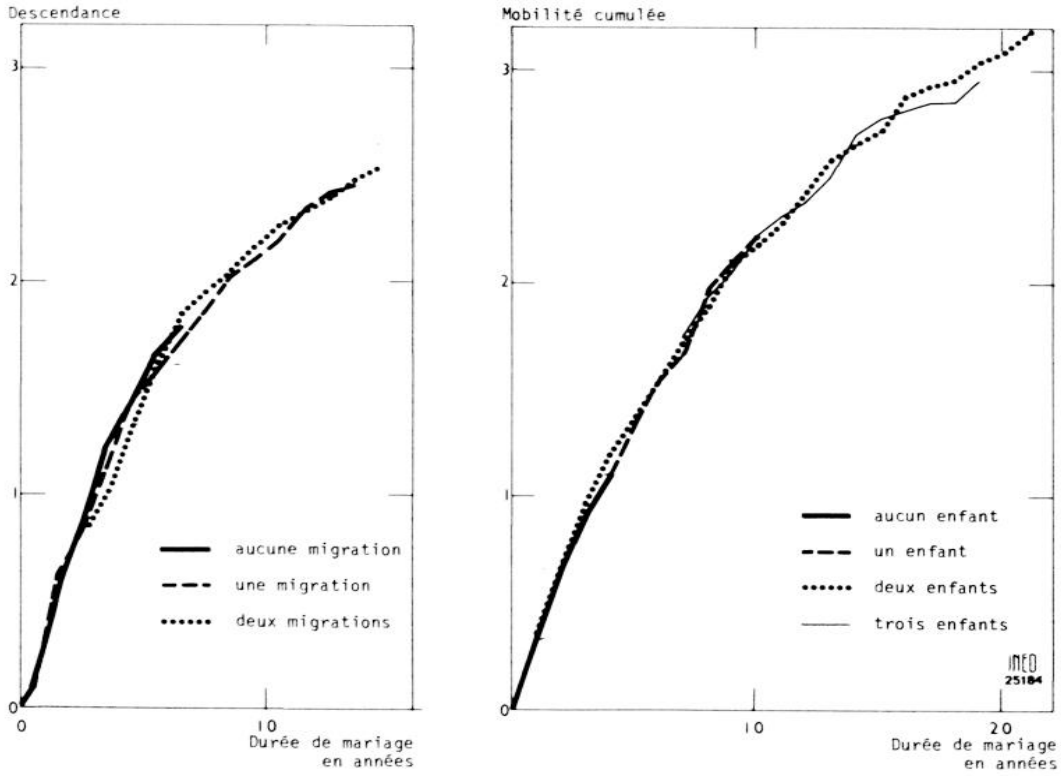


Graphique 2. — Descendance selon le nombre de migrations antérieures, mobilité cumulée selon le nombre d'enfants en fonction de la durée de mariage (enquêteurs).

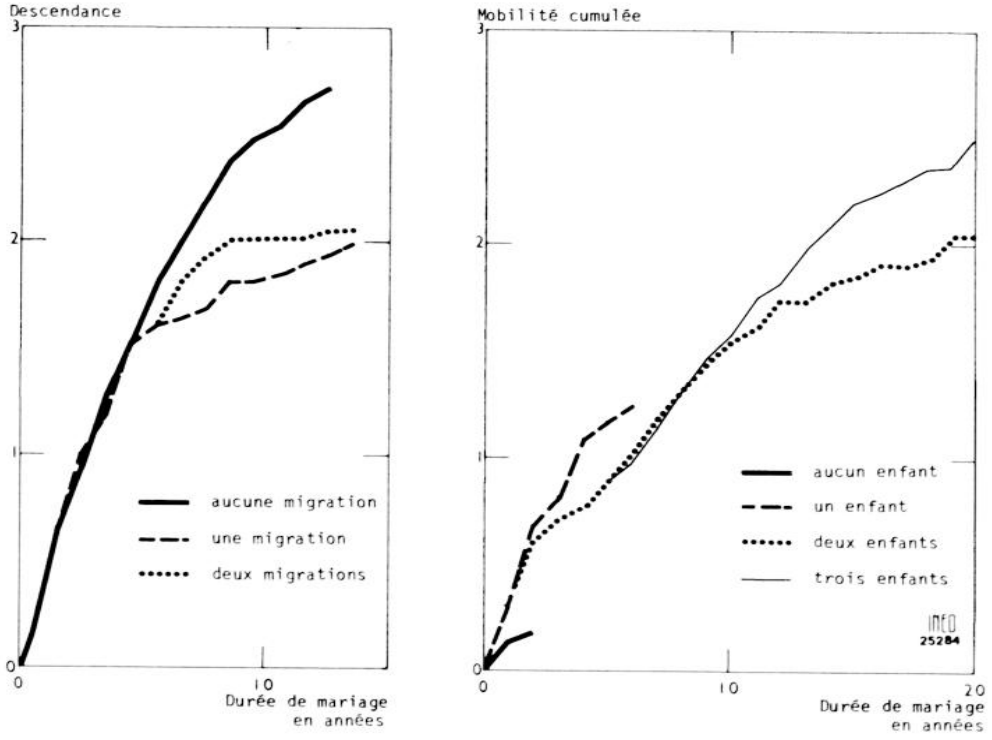
individus définis par leur étape migratoire depuis le mariage, on constate que cette descendance est indépendante du nombre de migrations faites dans le passé [8]. Il en résulte qu'il n'y a pas chez les enquêteurs de migration faite en prévision d'une naissance à venir, sinon l'année même de cette naissance. On a ainsi mis en évidence ce que l'on peut appeler une dépendance locale qui joue dans une direction (effet des naissances passées sur les migrations à venir) alors que l'on a indépendance dans l'autre sens (les migrations passées n'ont aucune influence sur les naissances à venir). Ce résultat permet d'approcher de plus près une relation de la fécondité sur la mobilité qu'elle induit.

---

[8] Le même test donne pour la comparaison des familles ayant fait 0 et une migration un χ^2 à 12 degrés de liberté égal à 12,96, pour les familles ayant fait une ou deux migrations un χ^2 à 15 degrés de liberté égal à 9,22, tous les deux non significatifs. La légère différence que l'on observe après 10 ans entre familles ayant fait 0 et une migration est due à un effet d'âge au mariage, que nous n'avons pu éliminer étant donné les faibles effectifs. En travaillant non plus sur les durées écoulées depuis le mariage, mais sur l'âge ces différences disparaissent entièrement, mais la descendance calculée n'a plus aucun sens.



Graphique 3. — Descendance selon le nombre de migrations antérieures, mobilité cumulée selon le nombre d'enfants en fonction de la durée de mariage (enquêteuses mariées avant 23 ans).



Graphique 4. — Descendance selon le nombre de migrations antérieures, mobilité cumulée selon le nombre d'enfants en fonction de la durée de mariage (enquêteuses mariées à 23 ans et après).

Si l'on observe maintenant les populations des enquêteuses, un tout autre comportement apparaît (tableau 4 et graphiques 3, 4). Voyons d'abord les femmes mariées avant 23 ans. On observe chez ces femmes une indépendance entre fécondité et mobilité, très nette dans les deux sens. Après 10 ans de mariage, ces femmes ont respectivement 2,36, 2,19 et 2,25 enfants selon qu'elles ont fait 0,1 ou 2 migrations et dans l'autre sens ont respectivement fait 2,22, 2,18 et 2,23 migrations selon qu'elles ont eu 1, 2 ou 3 enfants [9]. Par contre pour les femmes mariées après 23 ans une nouvelle différence apparaît. Nous voyons une dépendance locale se développer dans la direction où nous avions jusqu'à présent une indépendance : les femmes n'ayant fait aucune migration depuis leur mariage ont près d'un enfant de plus que celles qui ont migré [10]. Nous mettons ainsi en évidence une catégorie très précise de femmes qui s'installent dès le mariage dans un logement suffisamment vaste au point de pouvoir loger une descendance nombreuse. Il est dès lors utile de voir les caractéristiques de cette catégorie, que l'on peut isoler (25 enquêteuses). On aurait pu en premier lieu penser qu'il s'agirait d'épouses de cadres supérieurs. Bien qu'elles y soient plus représentées que dans la population totale (33 % contre 25 %), on trouve également dans cette catégorie une proportion identique de femmes d'ouvriers, de cadres moyens et même d'agriculteurs. Seules les femmes d'employés et celles de membres de l'armée et de la police ne sont pas représentées. Il s'agit donc d'un comportement peu lié à la classe sociale, d'une catégorie de femmes, que seuls des entretiens plus approfondis auraient permis de mieux définir. Nous voyons cependant ici qu'il s'agit de femmes de générations anciennes, mariées après 23 ans, dont le comportement à venir semble avoir été bien préparé dès le mariage : fécondité beaucoup plus élevée que celle de la moyenne des femmes, permise par un logement adapté à la taille finale du ménage, le plus souvent, d'ailleurs, acquis dès ou avant le mariage. Ainsi, seuls 33 % de ces ménages sont locataires au lendemain de leur mariage, contre près de 70 % pour les autres enquêteuses.

Revenons maintenant à l'analyse paramétrique. La troisième étape du cycle familial constituée par le départ des enfants est bien représentée ici puisque chez les hommes 14 % des périodes considérées sont entamées sous ce signe contre 7 % chez les femmes. Bien que son effet ne soit pas significatif, on constate, tant chez les hommes que chez les femmes qu'il augmente toujours le quotient de migration, comme on pouvait s'y attendre.

La dernière étape marquée par le veuvage ou le divorce touche trop peu d'individus pour donner un effet significatif.

Une autre série de variables est à relier non seulement au cycle familial mais également au cycle économique. Il s'agit du statut d'occu-

---

(9) Les tests de Pearson sont tous non significatifs.

(10) Le test de Pearson entre les durées 5 et 15 ans donne un χ^2 à 11 degrés de liberté égal à 23,16 significatif au seuil de 2 %. Ce même test effectué sur toute la durée d'observation donne un χ^2 à 16 degrés de liberté égal à 26,70 significatif au seuil de 5 %.

pation du logement qui peut être imposé pour des raisons économiques, mais qui peut être aussi le résultat d'une décohabitation ou d'un héritage familial. Nous distinguerons ici trois grands types de statuts, le quatrième « locataire » étant pris comme groupe témoin : logé chez ses parents, logé par l'employeur ou propriétaire.

Le tableau 3 nous montre que ces variables ont un effet significatif, cette fois-ci tant sur les changements de logement que sur les changements de département.

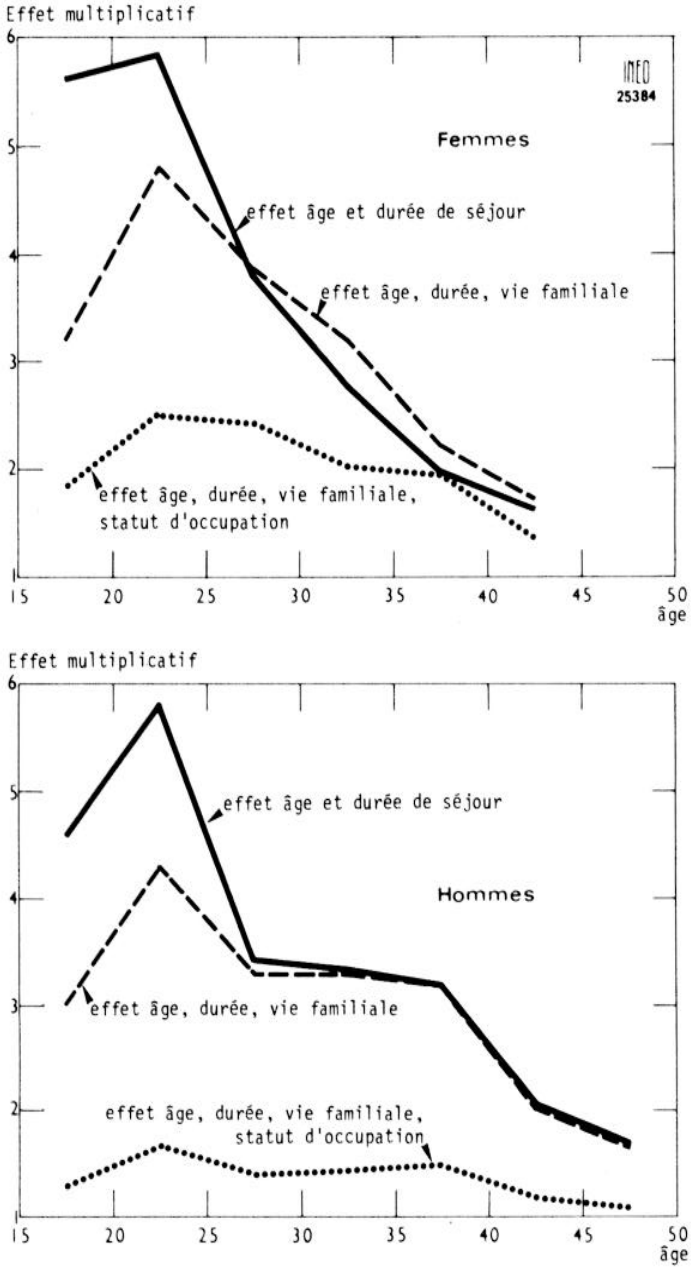
Une première étape apparaît fréquemment avant l'émancipation lorsque l'individu est logé chez ses parents. Sa mobilité est réduite des deux tiers par rapport à celle des locataires, plus faible si l'on considère les changements de département, encore plus réduite si l'on élimine les séjours se terminant par une migration par mariage. Une fois qu'il a quitté le logement de ses parents, l'individu peut être logé par son employeur. Dans ce cas on voit apparaître une plus forte mobilité de 20 à 30 % plus élevée que chez les locataires pris comme témoins, pour les changements de logement. Celle-ci est encore plus élevée pour les changements de département, en particulier pour les femmes. Il est évident que le logement par l'employeur est un avantage qui se paye par une disponibilité accrue à ses besoins en quelque lieu du territoire où il est implanté. Enfin, le cycle du logement se termine pour beaucoup d'enquêteurs par l'acquisition d'un logement, dont ils deviennent propriétaires. Leur mobilité s'en trouve très fortement freinée, sinon dans certains cas définitivement arrêtée : chez les enquêteurs, elle devient sept fois moindre que celle des locataires pour les changements de logement et quatre fois moindre pour les changements de département. Les valeurs que l'on observe pour enquêteurs et enquêteuses ne sont pas significativement différents de celles obtenues pour l'ensemble de la population.

L'effet d'âge, prépondérant dans les premiers modèles, devient très réduit lorsqu'interviennent le cycle familial et le type de logement. Le graphique 5 porte cette réduction des quotients [11] en partant du modèle non stationnaire. Pour les changements de logement, les variables familiales ne réduisent cet effet que pour les séjours débutés avant l'âge de 25 ans; en y ajoutant les types de logement, l'effet d'âge est presque entièrement effacé [12]. Pour des changements de département (graphique 6), les variables familiales n'ont aucun rôle sur cet effet d'âge; seules celles correspondant au type de logement le réduisent sans le faire disparaître entièrement [13], du moins pour les hommes. Les variables

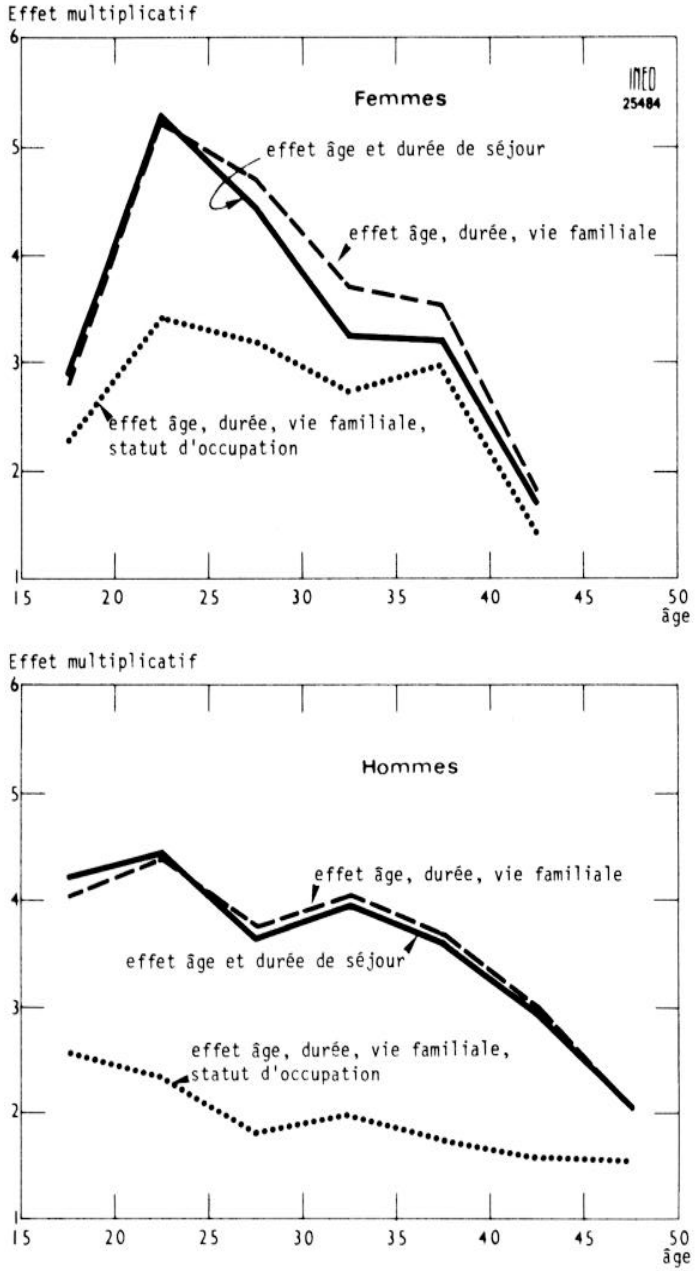
[11] Et non des paramètres.

[12] Le test d'égalité de l'ensemble des coefficients correspondant aux divers âges donne pour les hommes une valeur de χ^2 à sept degrés de liberté égale à 140,61 indiquant des différences significatives pour le modèle non stationnaire, qui se réduit à 9,84 et devient non significatif lorsqu'on fait intervenir les variables familiales et le type de logement. Pour les femmes ces valeurs sont respectivement 116,29 et 16,97 à six degrés de liberté, entraînant les mêmes conclusions.

[13] Le même test donne pour les hommes un χ^2 à sept degrés de liberté égal à 38,50 pour le modèle non stationnaire et égal à 21,75 pour le modèle plus complet, indiquant des différences significatives, bien que fortement réduites. Pour les femmes, il passe de 32,28 à six degrés de liberté, significatif, à 8,80 qui ne l'est plus.



Graphique 5. — Effet multiplicatif de l'âge sur les quotients de migration selon diverses variables introduites dans le modèle. Changement de logement.



Graphique 6. — Effet multiplicatif de l'âge sur les quotients de migration selon diverses variables introduites dans le modèle. Changement de département.

F Pop-Méd. 93 (0032-4663), 1984, n°3 39-3

macro-économiques et politiques, que nous ferons intervenir par la suite, ne jouent plus sur cette réduction.

L'effet de durée de séjour est réduit de moitié pour les changements de logement, mais reste le même pour les changements de département.

... modifié par les variables économiques et politiques Nous abordons maintenant le rôle de la vie professionnelle des individus sur leur mobilité géographique. Nous partons pour ce faire du niveau d'éducation. Comme précédemment, pour le nombre d'enfants, nous avons d'abord introduit ce niveau sous forme de sept variables binaires. Ayant constaté une variation à peu près linéaire en passant d'un niveau au niveau supérieur, il nous est apparu préférable, pour améliorer la qualité de l'ajustement, de n'utiliser qu'une seule variable donnant ce niveau. Nous introduisons ensuite une variable binaire indiquant si l'individu était actif ou inactif en début de période, une autre caractérisant le travail dans le secteur public. Enfin, nous définissons les variables caractérisant la catégorie socio-professionnelle de l'enquêté en début de période. Pour choisir les catégories pertinentes, nous avons utilisé les résultats fins de l'analyse antérieure faite sur les caractéristiques socio-professionnelles (p. 487). Il est apparu utile de distinguer les instituteurs, les employés de bureau, les cadres administratifs moyens, les personnels de l'armée et de la police pour les hommes, les cadres administratifs supérieurs qui fournissent avec le groupe des ouvriers pris arbitrairement comme témoin l'essentiel des professions des enquêteurs. Pour cette analyse, nous avons préféré isoler des groupes bien précis plutôt que des catégories plus générales. Nous verrons en effet que, par exemple, le regroupement des instituteurs et des cadres administratifs moyens sous la catégorie classique de cadre moyen, cache un comportement très différent vis-à-vis de la mobilité spatiale. Nous avons également vérifié que des variables qui pourraient avoir un effet sur cette mobilité n'étaient que peu représentées dans la population étudiée : travail à son compte (1 % seulement des durées de séjour débutent avec l'individu à son compte), chômage (pourcentage identique).

Les résultats de cette analyse sont portés dans le tableau 5. On voit que, si ces variables économiques influent fortement sur la population des enquêteurs, leur effet sur celle des enquêteuses est moins net. En dépit de cette observation, nous constaterons une grande concordance entre les résultats obtenus pour les enquêteurs et les enquêteuses. Si les résultats sont moins nets chez les femmes, cela vient plus d'une activité moindre que d'un comportement différent. En effet, 57 % des périodes débutent alors qu'une femme travaille, contre 80 % chez les hommes.

L'effet du niveau de formation scolaire et universitaire reste très net même lorsque l'on prend en compte l'effet de la catégorie socio-professionnelle : plus ce niveau est élevé, plus la mobilité spatiale sera forte. Cela conduit à une augmentation du quotient de 40 % pour les changements de

TABLEAU 5. — EFFETS DE L'ÂGE, LA DURÉE DE SÉJOUR, L'ÉTAPE DU CYCLE DE VIE FAMILIAL, LE STATUT D'OCCUPATION DU LOGEMENT, LA CATÉGORIE SOCIO-PROFESSIONNELLE ET DIVERSES VARIABLES MACROÉCONOMIQUES ET POLITIQUES : PARAMÈTRES θ ESTIMÉS (ENTRE PARENTHÈSES LES VALEURS DE exp (θ) LORSQUE LA VARIABLE EST BINAIRE), RAPPORTS DE VRAISEMBLANCE AVEC LE MODÈLE À TAUX CONSTANT ET AVEC LE MODÈLE ANTÉRIEUREMENT PRÉSENTÉ

	HOMMES			
	Changement de logement		Changement de département	
Modèle / Variables	(5) Famille, logement et économie	(6) Ensemble des variables	(5) Famille, logement et économie	(6) Ensemble des variables
Age — moins de 20 ans	0,505 (1,657)	0,569 (1,767)	1,278** (3,589)	1,370** (3,935)
Age — 20-24 ans	0,627* (1,873)	0,628* (1,875)	1,014** (2,756)	0,994* (2,703)
Age — 25-29 ans	0,347 (1,414)	0,356 (1,428)	0,644 (1,905)	0,632 (1,881)
Age — 30-34 ans	0,394 (1,482)	0,418 (1,519)	0,660 (1,935)	0,660 (1,936)
Age — 35-39 ans	0,352 (1,422)	0,373 (1,451)	0,453 (1,574)	0,448 (1,565)
Age — 40-44 ans	0,140 (1,151)	0,153 (1,165)	0,343 (1,409)	0,336 (1,399)
Age — 45-49 ans	0,057 (0,945)	— 0,029 (0,971)	0,133 (1,143)	0,131 (1,140)
Cohorte	0,062	0,077	— 0,089	— 0,103
Durée de séjour	— 0,025**	— 0,022**	— 0,088**	— 0,084**
Famille — marié	— 0,622** (0,537)	— 0,564** (0,569)	— 0,205 (0,815)	— 0,162 (0,850)
Famille — nombre d'enfants	0,098*	0,099*	0,019	— 0,021
Famille — départ enfants	0,072 (1,075)	0,055 (1,056)	0,090 (1,094)	0,082 (1,086)
Famille — divorcé-veuf	0,079 (1,082)	0,094 (1,099)	— 0,322 (0,724)	— 0,250 (0,778)
Logement — logé par ses parents	— 0,180 (0,835)	— 0,148 (0,862)	— 0,662** (0,516)	— 0,616** (0,540)
Logement — logé par l'employeur	0,180* (1,198)	0,203* (1,226)	0,223* (1,250)	0,260** (1,297)
Logement — propriétaire	— 1,913** (0,148)	— 1,836** (0,159)	— 1,413**(0,243)	— 1,331** (0,264)
Diplômes	0,067**	0,071**	0,080**	0,089**
Etat professionnel	— 0,252 (0,777)	0,039 (1,040)	— 0,318* (0,728)	0,081 (1,085)
Travaille dans le public	0,015 (1,016)	0,009 (1,009)	0,022 (1,023)	0,005 (1,005)
CSP — Instituteurs	— 0,180 (0,835)	— 0,177 (0,837)	— 0,521* (0,594)	— 0,535** (0,586)
CSP — Employés de bureau	— 0,067 (0,935)	— 0,076 (0,927)	— 0,126 (0,881)	— 0,138 (0,871)
CSP — Cadres adm. moyens	0,021 (1,022)	0,035 (1,022)	0,135 (1,114)	0,145 (1,156)
CSP — Armée et police	0,271 (1,311)	0,282 (1,326)	0,375* (1,454)	0,372* (1,451)
CSP — Cadres adm. supérieurs	0,409* (1,505)	0,411* (1,505)	0,608** (1,837)	0,580** (1,786)
Crise de 1931	—	— 0,112 (0,894)	—	— 0,258 (0,773)
Crise de 1974	—	0,177 (1,194)	—	0,140 (1,151)
Guerre de 1939-1944	—	0,149 (1,161)	—	0,085 (1,089)
Service militaire	—	0,686 (1,986)	—	0,818** (2,265)
Constante	— 1,602** (0,201)	— 2,009** (0,134)	— 2,187** (0,112)	— 2,659** (0,070)
Rapport de vraisemblance avec un modèle à taux constant	529,21**	544,29**	488,34**	504,63**
(degrés de liberté)	(24)	(28)	(24)	(28)
Rapport de vraisemblance avec le modèle antérieur	34,64**	15,08**	49,57	16,29**
(degrés de liberté)	(8)	(4)	(8)	(4)

	FEMMES			
	Changement de logements		Changement de départements	
Modèle / Variables	(5) Famille, logement et économie	(6) Ensemble des variables	(5) Famille, logement et économie	(6) Ensemble des variables
Age — moins de 20 ans	0,631 (1,880)	0,507 (1,662)	0,990 (2,691)	0,614 (1,848)
Age — 20-24 ans	0,932** (2,540)	0,803* (2,232)	1,339* (3,816)	0,974 (2,650)
Age — 25-29 ans	0,850** (2,340)	0,705 (2,045)	1,165* (3,206)	0,815 (2,261)
Age — 30-34 ans	0,698* (2,011)	0,550 (1,733)	1,010 (2,744)	0,661 (1,936)
Age — 35-39 ans	0,659 (1,932)	0,516 (1,676)	1,059 (2,885)	0,716 (2,047)
Age — 40-44 ans	0,219 (1,245)	0,084 (1,087)	0,354 (1,425)	0,045 (1,046)
Age — 45-49 ans	— —	— —	— —	
Cohorte	0,141*	0,133*	0,001	0,017
Durée de séjour	— 0,026**	— 0,026**	— 0,094**	— 0,094**
Famille — marié	— 0,457** (0,633)	— 0,450** (0,638)	0,011 (1,011)	0,026 (1,027)
Famille — nombre d'enfants	— 0,153**	— 0,151**	— 0,145	— 0,132
Famille — départ enfants	0,340 (1,405)	0,310 (1,363)	0,153 (1,166)	0,055 (1,057)
Famille — divorcé-veuf	0,121 (1,128)	0,127 (1,136)	0,204 (1,227)	0,207 (1,230)
Logement — logé par ses parents	— 0,254 (0,776)	— 0,249 (0,780)	— 0,448* (0,639)	— 0,413* (0,662)
Logement — logé par l'employeur	0,319** (1,376)	0,307** (1,360)	0,644** (1,905)	0,670** (1,954)
Logement — propriétaire	— 1,359** (0,257)	— 1,350** (0,259)	— 0,743** (0,476)	— 0,716** (0,489)
Diplômes	0,032	0,040	0,056	0,065*
Etat professionnel	— 0,037 (0,964)	— 0,044 (0,957)	— 0,120 (0,887)	— 0,134 (0,874)
Travaille dans le public	0,119 (1,127)	0,100 (1,106)	0,430* (1,537)	0,412* (1,556)
CSP — Instituteurs	— 0,170 (0,844)	— 0,124 (0,883)	— 0,578* (0,561)	— 0,502 (0,605)
CSP — Employés de bureau	0,078 (1,081)	0,096 (1,100)	— 0,139 (0,870)	— 0,116 (0,890)
CSP — Cadres adm. moyens	0,151 (1,163)	0,140 (1,151)	0,092 (1,009)	0,059 (0,994)
CSP — Armée et police	— —	— —	— —	— —
CSP — Cadres adm. supérieurs	0,483 (1,622)	0,475 (1,607)	0,461 (1,587)	0,433 (1,542)
Crise de 1931	—	0,493 (1,637)	—	0,328 (1,388)
Crise de 1974	—	— 0,271 (0,763)	—	— 0,617* (0,540)
Guerre de 1939-1944	—	— 0,315 (0,730)	—	— 0,311 (0,733)
Service militaire	—	—	—	— —
Constante	— 2,110** (0,121)	— 1,954** (0,142)	— 3,091** (0,045)	— 2,753** (0,064)
Rapport de vraisemblance avec un modèle à taux constant (degrés de liberté)	397,36** (22)	405,16** (25)	248,58** (22)	256,26** (25)
Rapport de vraisemblance avec le modèle antérieur (degrés de liberté)	9,27 (7)	7,80 (3)	15,26* (7)	7,68 (3)

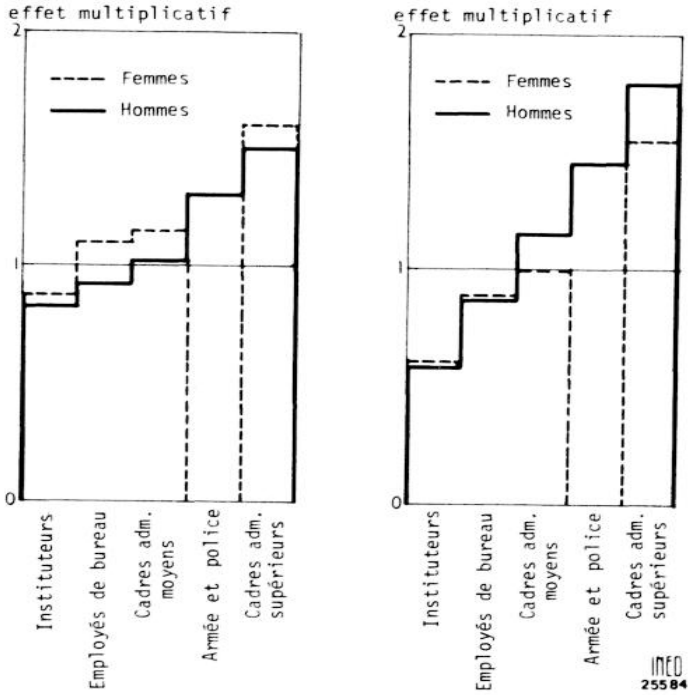
Note : * Résultat significatif au seuil de 5 %.
** Résultat significatif au seuil de 1 %.

logement en passant d'un individu sans diplôme à un individu de niveau supérieur au baccalauréat. Cet effet est encore plus élevé pour les changements de département. Bien que non significatif chez les femmes, il joue dans le même sens.

Le fait de travailler en début de période a un effet de frein chez les hommes, significatif seulement pour les changements de département. On verra en faisant intervenir le service militaire, que c'est sa prise en compte dans les périodes sans emploi qui explique cet effet.

En revanche, les travailleurs du secteur public et du secteur privé ne se différencient pas au point de vue de la mobilité. On pourrait penser que cela vient de ce que les différences entre ces deux secteurs sont déjà prises en compte de façon plus précise dans les variables de catégorie socio-professionnelle. En fait il n'en est rien : un modèle ne faisant pas intervenir ces variables montre toujours une non différenciation de ces deux secteurs, alors que 61 % des périodes considérées ont débuté alors que l'enquêteur travaillait dans le secteur public tant pour les changements de logement que de département.

L'effet de la catégorie professionnelle sur la mobilité est très net. Nous avons porté sur le graphique 7 cet effet sur les quotients, en les classant par mobilité croissante. Ce classement reste le même pour les changements de logement et les changements de département, mais l'éventail des quotients s'accroît en passant de l'un à l'autre : de 1,8 entre catégories extrêmes pour les changements de logement, il passe à 3,1 pour les changements de département chez les hommes (respectivement 1,9 à 2,8 chez les femmes). La catégorie la moins mobile est celle des instituteurs suivie par celle des employés de bureau. On passe ensuite aux catégories plus mobiles que le groupe témoin composé, comme nous l'avons dit d'ouvriers. Les cadres administratifs moyens sont suivis par les personnels de l'armée et de la police, les cadres administratifs supérieurs ayant la plus forte mobilité. On voit dès lors que la distinction entre instituteurs et cadres administratifs moyens est tout à fait pertinente et n'aurait pu être mise en évidence si l'on avait utilisé la catégorie plus générale de cadres moyens.



Graphique 7. — Effet multiplicatif des catégories socio-professionnelles sur les quotients de migration selon le sexe. A gauche changement de logement, à droite de département.

Il peut être intéressant de comparer ces résultats à ceux d'une enquête nationale [5] de type transversal. Pour les changements de logement la mobilité entre 1973 et 1975 est la plus élevée dans l'armée et la police et à un degré moindre chez les cadres tant supérieurs que moyens. Hormis les professions agricoles, elle est moindre chez les employés et les ouvriers. Avec les nuances introduites plus haut, on voit que ce classement est approximativement respecté dans la population des enquêteurs, les groupes de mobilité la plus faible (agriculteurs, salariés agricoles et patrons de l'industrie et du commerce) n'étant pas représentés dans cette population. Le fait que les membres de l'armée et de la police aient une mobilité plus faible qu'au niveau national vient peut-être de ce que les enquêteurs sont en grande partie d'anciens membres de la police plutôt que de l'armée. Cette catégorie comporterait donc des sous-populations de mobilité différente.

Pour terminer cette analyse, nous avons ajouté dans un dernier modèle des variables plus conjoncturelles et souvent liées à la fois à la vie économique et politique du pays. D'abord deux périodes de crise économique ont été distinguées : la crise des années 30 (périodes débutant entre 1931 et 1935) et celle plus récente de 1974 dont l'effet est toujours sensible. Ensuite la période de guerre 1939-1944 a été ajoutée. Enfin, les périodes de service militaire des enquêtés, qui ont donné lieu à des séjours de plus de six mois ont été considérés.

A nouveau l'effet de ces variables améliore la qualité de l'ajustement pour les hommes, mais a un rôle moins significatif chez les femmes.

Pour la crise des années 30 aucun effet significatif ne peut être décelé sur la mobilité. Seuls les hommes, plus âgés que les enquêteuses, ont pu connaître cette crise. Or nous avons vu plus haut qu'ils étaient en grande partie employés dans le secteur public et ont été de ce fait moins touchés par cette crise.

La crise de 1974, si elle n'a encore aucun effet sur les hommes, va atteindre la mobilité interdépartementale des femmes. La réduction que l'on observe correspond bien à un résultat que nous avons déjà mis en évidence par ailleurs [3].

La guerre par contre ne permet pas de déceler un effet sensible sur cette mobilité. Pour éviter le rappel de souvenirs peu plaisants, nous avions donné comme consigne aux enquêteurs de ne pas trop entrer dans le détail de cette période. Ce doit donc être beaucoup plus le résultat de cette consigne que nous observons ici. Elle a pu masquer une mobilité importante d'un tout autre type que celle que l'on observe en période de paix.

Enfin les périodes de service militaire pour les hommes, essentiellement de courte durée, bien qu'elles aient varié selon les époques, jouent un rôle dans l'analyse. Elles entraînent un doublement du quotient de mobilité et expliquent entièrement l'effet précédemment décelé de la

variable « état professionnel ». Une fois ces périodes de service prises en compte, cet effet disparaît. L'effet de la durée de séjour, bien que à nouveau réduit par les variables économiques et politiques, reste toujours significatif.

Conclusions

Nous avons débuté l'analyse de la migration à l'aide de son habillage habituel en termes de différences de comportement selon l'âge. Mais cette variable trop synthétique a dû être éclatée, pour mettre à nu les relations plus profondes qui existent entre la mobilité spatiale et les autres événements de la vie familiale, économique et politique de l'individu. Cette mise en évidence a pu être poussée assez loin ici, du fait que l'on travaillait sur une population très précise. Bien que les effectifs observés soient faibles, les méthodes paramétriques et non paramétriques utilisées se sont révélées très puissantes pour réaliser cette analyse.

Nous avons ainsi pu mettre en évidence les effets du mariage, ralentissant fortement la mobilité locale sans jouer sur la mobilité interdépartementale, ceux beaucoup plus complexes des naissances d'enfants successifs, selon le comportement suivi par les enquêteurs. Ce dernier point montre tout l'intérêt de relier une telle approche démographique à une approche plus sociologique, qui, à partir d'entretiens approfondis avec les individus concernés, aurait pu confirmer ce qui n'est ici qu'une hypothèse.

Nous avons ensuite montré l'importance du statut d'occupation du logement sur la mobilité : le fait de devenir propriétaire réduit la mobilité tant locale qu'interdépartementale, encore plus fortement que le fait d'être marié. Une fois pris en compte les effets de la vie familiale et du statut d'occupation du logement, le rôle de l'âge est presque entièrement effacé.

Les étapes professionnelles ont également un rôle sur cette mobilité : celle-ci très réduite chez les instituteurs et institutrices est beaucoup plus élevée lorsque l'enquêteur est membre de l'armée et de la police, encore plus lorsqu'enquêteurs et enquêteuses sont cadres administratifs supérieurs. De la même façon l'effet du diplôme joue dans un sens bien précis : plus le niveau d'instruction est élevé, plus l'individu aura des offres d'emploi dispersées sur le territoire l'amenant à une mobilité plus forte.

Cette analyse a permis également de réduire le rôle de la durée de séjour qui apparaît, en partie, comme un artifice lié au mélange de sous-populations de mobilité très différente. Cependant son effet qui reste toujours significatif, une fois prises en compte les diverses étapes de la vie des enquêteurs, nécessiterait une analyse plus approfondie des liens qui s'établissent entre un individu et sa communauté d'accueil; mais l'information donnée par cette enquête ne le permet pas.

Enfin, le concept de dépendance locale que nous avons introduit ici, nous paraît d'un grand intérêt pour les recherches futures. En effet, il permet de dépasser le concept de dépendance stochastique en introduisant le temps de façon irréversible dans l'analyse. Ainsi nous avons pu montrer que si l'accroissement de la descendance jouait sur la mobilité à venir des enquêteurs, dans l'autre sens, leur mobilité passée ne prédisait en rien leur descendance. Bien qu'il soit impossible d'établir une causalité au sens strict, cette analyse permet de s'en approcher.

Daniel COURGEAU.

ANNEXE 1 — UNE MÉTHODE D'ANALYSE DES DURÉES DE SÉJOUR

L'information fournie par une telle enquête rétrospective est incomplète dans la mesure où certains intervalles sont à cheval sur la date d'observation. Mais du fait que la date d'observation est stochastiquement indépendante des durées de séjours, nous allons montrer que cela permet une analyse de ces durées.

Supposons d'abord l'observation complète. Soit T'' la variable aléatoire représentant la durée de séjour observée jusqu'à la prochaine migration. La distribution de probabilité de T'' peut alors être spécifiée de diverses façons.

En premier lieu, définissons la probabilité de rester sédentaire jusqu'à une date t, d'un individu, i, dont les caractéristiques X_i sont reliées à cette probabilité à l'aide d'un vecteur de paramètres, θ :

$$S(t\,;\,X_i,\,\theta) = P(T_i'' \geqslant t\,;\,X_i,\,\theta)$$

On peut également définir la densité de probabilité des migrations à la date t comme :

$$m(t\,;\,X_i,\,\theta) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \leqslant T_i'' < t + \Delta t\,;\,X_i,\,\theta)}{\Delta t}$$

On montre enfin que le quotient instantané de migration (μ) est relié à la fonction de sédentarité par la relation :

$$\mu(t\,;\,X_i,\,\theta) = -\frac{\delta\, S(t\,;\,X_i,\,\theta)}{S(t\,;\,X_i,\,\theta)\,\delta\, t}$$

Du fait que l'enquête fournit une observation incomplète nous devons faire intervenir une probabilité d'être observé par l'enquête jusqu'à la date t, $O_i(t)$, et la densité de probabilité de sortie de ce champ d'observation, $q_i(t)$. Du fait de l'indépendance entre migration et sortie d'observation on peut écrire, en faisant intervenir une variable δ_i égale à 0 ou à 1 selon que l'intervalle est à cheval ou non sur la date d'observation et T_i la durée de l'intervalle observé :

$$P(t \leqslant T_i < t + \Delta t,\,\delta_i = 1\,;\,X_i,\,\theta) = O_i(t)\, m(t\,;\,X_i,\,\theta)\,\Delta t$$

$$P(t \leqslant T_i < t + \Delta t,\,\delta_i = 0\,;\,X_i,\,\theta) = q_i(t)\, S(t\,;\,X_i,\,\theta)\,\Delta t$$

Comme ni $O_i(t)$, ni $q_i(t)$ ne fournissent d'information sur le vecteur θ que l'on cherche à estimer, la densité de probabilité des observations $i = 1, \ldots, n$ est proportionnelle à

$$L(\theta) \propto \prod_{i=1}^{n} m(t_i\,;\,X_i,\,\theta)^{\delta_i}\, S(t_i\,;\,X_i,\,\theta)^{1-\delta_i}$$

où t_i correspond à la durée de séjour et δ_i à la variable indicatrice du $i^{\text{ème}}$ individu observé.

On peut donc estimer le vecteur de paramètres θ, en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance appliquée à cette seule portion de la densité de probabilité des observations.

Nous utiliserons dans cet article une généralisation du modèle de Gompertz :

$$\mu\ (t\ ;\ X_i,\ \theta) = \exp\ (\theta\ X_i\ +\ \theta_0\ t)$$

qui introduit une dépendance entre quotient instantané et durée de séjour. Les paramètres θ sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance, à l'aide d'approximations successives, utilisant les dérivées premières et secondes de $L(\theta)$ par rapport à ces paramètres. Cette méthode * a l'avantage de fournir simultanément une estimation de la matrice des variances et covariances des divers paramètres. Il en résulte la possibilité d'effectuer différents tests. Par exemple, pour tester si l'un des coefficients estimés $\hat{\theta}_i$ est différent d'une valeur donnée a priori θ_0, on peut calculer un χ^2 à un degré de liberté :

$$\chi_1^2 = \frac{(\hat{\theta}_i - \theta_i)^2}{\text{var}\ \hat{\theta}_i}$$

On peut de même tester si un groupe de m paramètres θ_m peut être considéré comme formé de paramètres identiques entre eux en calculant un χ^2 à m degrés de liberté :

$$\chi_m^2 = \hat{\theta}'_m\ \Sigma^{-1}\ \hat{\theta}_m$$

où $\hat{\theta}_m$ est le vecteur des paramètres estimés $\hat{\theta}'_m$ son transposé et Σ la matrice des variances et covariances entre ces divers paramètres.

Voyons enfin comment tester le fait que l'introduction de nouvelles variables améliore l'estimation faite à l'aide de variables antérieurement utilisées. Supposons que le nouveau vecteur de paramètres estimés s'écrive :

$$\hat{\theta} = \begin{pmatrix} \hat{\theta}_1 \\ \hat{\theta}_2 \end{pmatrix}$$

et que l'on veuille tester l'hypothèse $\theta_2 = 0$. On peut alors estimer, à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance un autre vecteur de paramètres sous la condition que θ_2 soit nul :

$$\hat{\theta}' = \begin{pmatrix} \hat{\theta}'_1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

On calcule dans ce cas le rapport de vraisemblance :

$$R = \frac{L\ (\hat{\theta}')}{L\ (\hat{\theta})}$$

et on peut montrer que la quantité $-\ 2 \log R$ est un χ^2, dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre de variables nouvellement introduites, si l'hypothèse nulle est satisfaite [7].

---

* Nous avons utilisé pour le faire le programme Rate, mis au point par N.B. Tuma, Stanford University.

ANNEXE 2 — ANALYSE NON PARAMÉTRIQUE DES INTERFÉRENCES ENTRE MOBILITÉ ET FÉCONDITÉ LÉGITIME

Nous travaillons sur une population s'étant mariée à un âge x donné.

Plaçons-nous à une durée i écoulée depuis la date du mariage et observons d'abord les ménages ayant n enfants (le raisonnement vaut encore pour les mariés sans enfants). Soit $\mathfrak{S}_i^n$ l'effectif des individus qui ont n enfants à la durée i. Entre la durée i et $(i + 1)$, N_i^n individus ont leur n^e enfant, tandis que N_i^{n+1} ont leur $(n + 1)^{eme}$ enfant. Nous supposons que toute migration faite l'année de la n^e naissance est à relier à la population ayant n enfants. Egalement, au cours de cette période des individus peuvent sortir d'observation du fait qu'elle correspond à la date de l'enquête, O_i^n. On suppose ici qu'ils sont dans la population soumise au risque en moyenne pendant une demi-année. Dans ce cas, si E_i^n migrations sont enregistrées dans la population ayant n enfants, on peut écrire le taux de mobilité :

$$e_i^n = \frac{E_i^n}{\mathfrak{S}_i^n + N_i^n - N_i^{n+1} - 1/2\ O_i^n}$$

Il convient de noter que la population $\mathfrak{S}_{i+1}^n$ est égale à :

$$\mathfrak{S}_{i+1}^n = \mathfrak{S}_i^n + N_i^n - N_i^{n+1} - O_i^n$$

Dans l'autre sens soit $\mathfrak{T}_i$ l'effectif des individus qui ont fait l migrations depuis leur mariage jusqu'à la durée i. Entre i et $(i + 1)$, M_i^l individus font leur l^e migration, tandis que M_i^{l+1} font leur $(l + 1)^e$ migration. Nous supposons que tout enfant né l'année de la l^e migration est à relier à la population ayant fait l migrations. Enfin, O_i^l individus sortent d'observation au cours de cette période. Dans ce cas, si F_i^l naissances sont enregistrées, on peut écrire le taux de fécondité :

$$f_i^l = \frac{F_i^l}{\mathfrak{T}_i^l + M_i^l - M_i^{l+1} - 1/2\ O_i^l}$$

La somme des taux successifs donne, pour e_i^n, le nombre moyen de migrations faites par les sous-populations fictives d'individus ayant n enfants et pour f_i^l la descendance des sous-populations d'individus ayant fait l migrations antérieures. Pour les durées faibles et les rangs n ou l élevés, la population soumise aux risques est nulle ou très faible. Il en résulte que pour pouvoir comparer les nombres moyens de migrations (cf. les descendances) faites par diverses sous-populations à chaque durée, on fait l'hypothèse que tant que la population soumise aux risques est inférieure à 20 individus, le nombre moyen de migrations (cf. la descendance) des individus ayant n enfants (cf. l migrations) est la même que celle des individus ayant $(n-1)$ enfants (cf. $(l-1)$ migrations).

Lorsqu'on voudra comparer le comportement de deux sous-populations, on travaillera par contre sur les durées vécues de façon commune par les deux groupes. Par exemple, pour comparer la mobilité des individus ayant n et $(n+1)$ enfants, à la durée i on calcule un taux théorique correspondant à la réunion des deux populations :

$$e_i = \frac{E_i^n + E_i^{n+1}}{\mathfrak{S}_i^n + \mathfrak{S}_i^{n+1} + N_i^n - N_i^{n+2} - 1/2\ O_i^n - 1/2\ O_i^{n+1}}$$

Si au cours de l'intervalle $(i, i + 1)$ la mobilité des deux sous-populations est la même, on aurait dû observer dans chacune des sous-populations un effectif respectivement égal à :

$$E_i^n = e_i\,(\mathfrak{S}_i^n + N_i^n - N_i^{n+1} - \frac{1}{2}\,O_i^n)$$

$$E_i^{n+1} = e_i\,(\mathfrak{S}_i^n + N_i^{n+1} - N_i^{n+2} - \frac{1}{2}\,O_i^{n+1})$$

Il en résulte que la quantité

$$\chi_i^2 = \frac{1}{1 - e_i} \sum_{l=0}^{1} \frac{(E_i^{n+l} - \hat{E}_i^{n+l})^2}{\hat{E}_i^{n+l}}$$

est un χ^2 à 1 degré de liberté. Si l'on suppose la mobilité identique tout au long d'un intervalle (i_1, i_2), il en résulte que la quantité

$$\chi^2 (i_1 i_2) = \sum_{i=i_1}^{i=i_2-1} \chi_i^2$$

est approximativement un χ^2 à $(i_2 - i_1)$ degrés de liberté.

BIBLIOGRAPHIE

[1] D. COURGEAU. — « Migrants et migrations », *Population*, 1, 1973, 95-129.

[2] D. COURGEAU. — « Mobilité géographique, nuptialité et fécondité », *Population*, 4-5, 1979, 901-905.

[3] D. COURGEAU. — *L'analyse quantitative des migrations humaines*, Masson, 1980.

[4] J.C. DEVILLE et G. DESPLANQUES. — « Les migrations internes entre 1968 et 1975 », *Economie et statistique*, 107, janvier 1979, 5-29.

[5] F. FABRE et C. TAFFIN. — « Qui a déménagé entre 1973 et 1978, et pourquoi », *Economie et statistique*, 133, mai 1981, 33-43.

[6] R.B. GINSBERG. — « Tests of stochastic models of timing in mobility histories : comparison of information derived from different observation plans ». *Environment and Planning A*, 1970, vol. 11, 1387-1404.

[7] J. KALBFLEISH et R. PRENTICE. — *The statistical analysis of failure time data*, J. Wiley and sons, 1980.

[8] G. POURCHER. — *« Le peuplement de Paris », Travaux et Documents*, Cahier 43, PUF, 1964.

[9] J.P. PUIG. — « La migration régionale de la population active », *Annales de l'INSEE*, 44, 41-79.

[10] B. RIANDEY. — *L'enquête « Biographie familiale, professionnelle et migratoire » (INED 1981). Le bilan de la collecte*, Chaire Quetelet, 1983.

[11] G. SANDEFUR et W. SCOTT. — « A dynamic analysis of migration : an assessment of the effects of age, family and career variables », *Demography*, vol. 18, 3, août 1981, 355-368.

[12] Y. TUGAULT. — *« La mesure de la mobilité », Travaux et Documents*, Cahier 67, PUF, 1973.

COURGEAU Daniel. — **Relations entre cycle de vie et migrations.**

La démographie ne peut saisir de la vie des individus que des événements, qui rendent concrets dans le temps et dans l'espace, des rapports sociaux beaucoup plus complexes. L'analyse détaillée des interactions entre ces divers événements permet cependant d'approcher de plus près ces rapports. Cette étude est menée ici grâce à la mise au point de nouvelles méthodes d'analyse tant paramétriques que non paramétriques, dont on présente une première application à un sous-échantillon d'une enquête menée en France auprès de 4 602 individus, âgés de 45 à 69 ans. Cette enquête relève de façon rétrospective la biographie familiale, professionnelle et migratoire. Les méthodes mises au point se révèlent très puissantes pour analyser les interactions entre ces divers aspects de la vie individuelle. Elles montrent comment l'entrée d'un individu dans une nouvelle étape de son cycle de vie, modifie sa mobilité spatiale : mobilité réduite par le mariage, par l'accession au statut de propriétaire, ou au contraire induite par les naissances successives d'enfants, par un changement professionnel. L'analyse à venir de l'enquête elle-même permettra de mieux assurer ces premiers résultats déjà très prometteurs.

COURGEAU Daniel. — **Relations between life-cycle and migration.**

Demography only considers certain events in the lives of individuals which are a concrete manifestation of much more complex social relations. A painstaking analysis of the interactions between these different events makes it possible, however, to obtain a better understanding of these relations. The present study uses new methods of analysis, both parametric and non-parametric, which are initially applied to a sub-sample of an enquiry covering 4 602 individuals in France aged between 45 and 69. In this enquiry information was obtained about the family history as well as retrospective data on occupation and migration. The methods proved be most effective in analyzing the interactions between these various aspects of individual lives. They demonstrate how the entry of an individual into a new stage of his life-cycle modifies his spatial mobility : mobility reduced by marriage, by owning one's home, or, on the contrary, induced by the successive births of children or by change of occupation. The analysis from the enquiry itself will make it possible to verify these very promising initial results.

COURGEAU Daniel. — **Relaciones entre ciclo de vida y migraciones.**

La demografía capta solamente algunos hechos de la vida de los individuos, hechos que a su vez concretizan en el tiempo y en el espacio relaciones sociales muy complejas. El análisis detallado de las inter-acciones entre los diversos elementos del ciclo de vida permite tener una apreciación más clara de esas relaciones. En este estudio se han aplicado nuevos métodos de análisis, tanto paramétricos como no-paramétricos, a una sub-muestra de una encuesta realizada en Francia sobre un total de 4 602 individuos de 45 à 69 años de edad. Esta encuesta estudia la biografía familiar, profesional y migratoria, de una manera retrospectiva. Los métodos empleados han resultado muy adecuados para estudiar las inter-acciones entre los diversos aspectos de la vida individual. Muestran en especial como la entrada de un individuo en una nueva etapa de su ciclo de vida, modifica su movilidad espacial. Esta movilidad es constreñida por el matrimonio y el acceso a la propiedad. Por el contrario, los nacimientos sucesivos de los hijos y los cambios profesionales inducen la movilidad espacial. El análisis de la totalidad de la encuesta, en vías de realización, permitirá confirmar estos primeros resultados que son desde ya muy prometedores.