

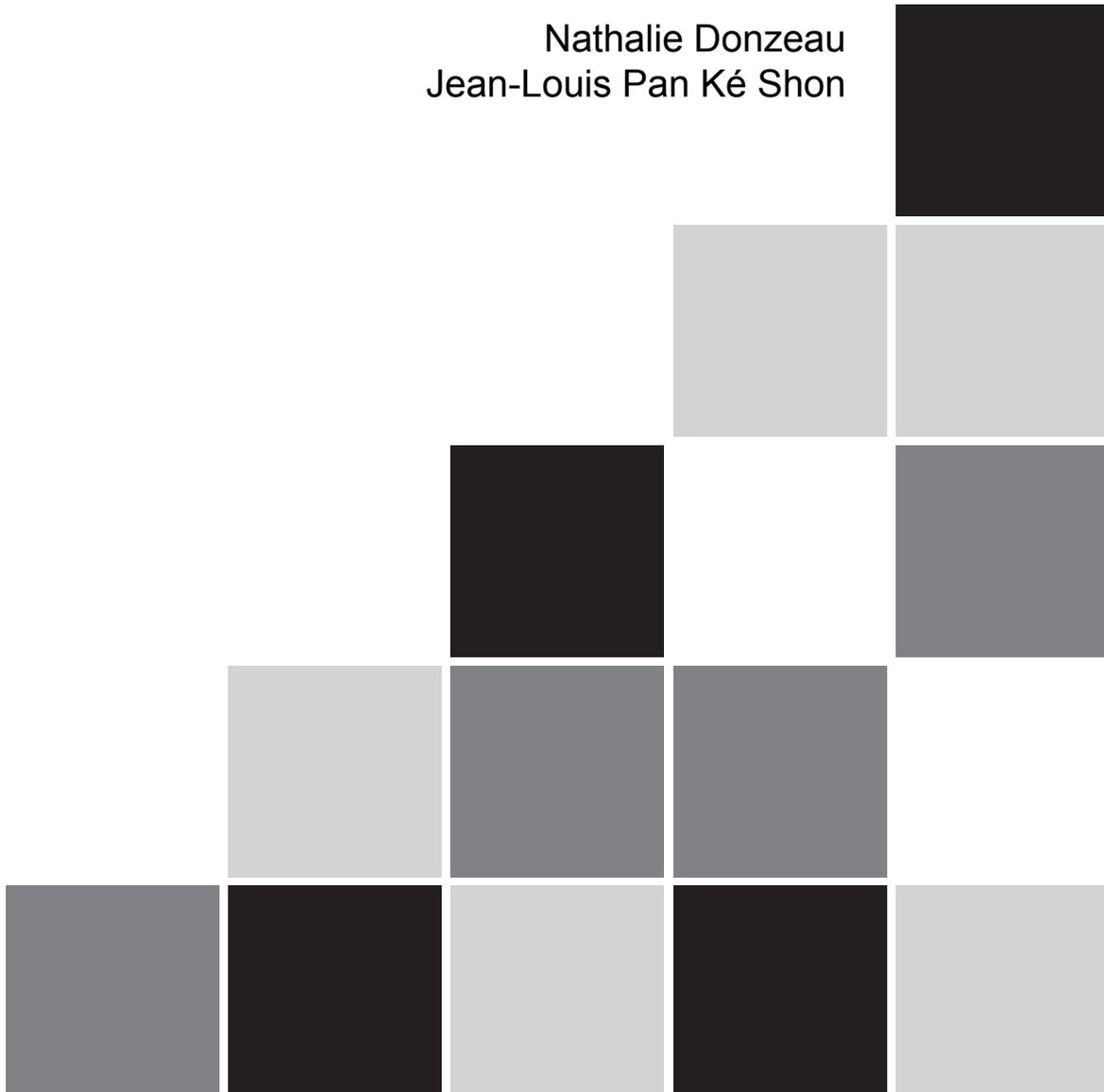
159

2009

# DOCUMENTS DE TRAVAIL

## La mobilité résidentielle depuis la fin des Trente Glorieuses

Nathalie Donzeau  
Jean-Louis Pan Ké Shon





# La mobilité résidentielle depuis la fin des Trente Glorieuses

Nathalie Donzeau  
Jean-Louis Pan Ké Shon  
Ined

Mars 2009

Nathalie Donzeau  
[nathalie.donzeau@ined.fr](mailto:nathalie.donzeau@ined.fr)

Jean-Louis Pan Ké Shon  
[jean-louis.pan-ke-shon@ined.fr](mailto:jean-louis.pan-ke-shon@ined.fr)  
Unité de recherche « Mobilité, logement, entourage »

INSTITUT NATIONAL D'ÉTUDES DÉMOGRAPHIQUES  
133, boulevard Davout 75980 Paris Cedex 20  
Tél. : (33) 01 56 06 20 00 – Fax : (33) 01 56 06 21 99



## Sommaire

La mobilité résidentielle depuis la fin des Trente Glorieuses .....	7
1. Les données utilisées.....	8
2. Le modèle « Migrants-migrations ».....	9
3. Méthode alternative.....	15
4. Méthodes pour estimations quasi directes.....	16
• Enquêtes Logement de 1973 à 2006.....	16
• Amélioration des corrections par l'application de taux mensuels de mobilité	18
• Contrôle des résultats.....	20
• Méthode d'estimation par séries chronologiques .....	22
5. Confrontation de l'ensemble des estimations .....	28
6. Résultats.....	29
7. Raison principale du dernier déménagement .....	31
Conclusion .....	32

## Table des figures

Figure 1 – Estimation de la mobilité annuelle depuis 1968 .....	16
Figure 2 – Durée d'observation de la mobilité des enquêtes Logement .....	17
Figure 3 – Taux de mobilité mensuels .....	19
Figure 4 – Taux de mobilité selon les deux méthodes de redressement proportionnel.....	20
Figure 5 – Taux annuel de mobilité .....	21
Figure 6 – Proportion de migrants annuels parmi les personnes de référence .....	24
Figure 7 – Proportion mensuelle de migrants parmi les personnes de référence .....	25
Figure 8 – Proportion de migrants mensuelle par année d'enquête par la méthode des séries chronologiques.....	27
Figure 9 – Taux de mobilité annuel des personnes de référence bruts et redressés .....	27
Figure 10 – Comparaison des taux annuels de mobilité toutes méthodes confondues .....	29
Figure 11 – Évolution des taux de mobilité selon les enquêtes Emploi.....	30
Figure 12 – Mobilité et indicateurs macro-économiques.....	32

## Table des tableaux

Tableau 1 – Enquêtes Logement. Périodes et effectifs .....	8
Tableau 2 – Actualisation des estimations des quotients instantanés de migration .....	13
Tableau 3 – Taux de correction selon les deux méthodes de redressement proportionnel	19
Tableau 4 – Taux de mobilité au cours de l'année d'enquête par la méthode de redressement par les séries chronologiques .....	23
Tableau 5 – Raison principale du dernier déménagement (%) .....	31



# La mobilité résidentielle depuis la fin des Trente Glorieuses<sup>1</sup>

Nathalie Donzeau  
Jean-Louis Pan Ké Shon

L'évaluation des taux annuels de mobilité résidentielle en France métropolitaine n'a jusqu'à présent pas fait l'objet d'évaluations consensuelles. L'absence de source disposant d'une question portant sur la migration annuelle, en dehors de l'enquête Emploi (étonnamment peu utilisée à cette fin), semblait exclure toute estimation directe. Différentes stratégies d'évaluation ont été mises en œuvre afin de parvenir à des estimations de la mobilité résidentielle. L'une des plus utilisées à ce jour est celle mise au point à l'Ined par Daniel Courgeau et connue sous le nom de modèle « Migrants-migrations » (1973). Les différentes évaluations qui se sont succédées à partir de ce modèle ont abouti à des résultats parfois divergents (Courgeau, 1978, 1990 ; Baccaïni *et al.*, 1993 ; Baccaïni, 2001a, 2001b ; L'Hospital, 2001 ; Courgeau et Lelièvre, 2004). Les paramètres du modèle ont été actualisés au fil du temps à partir d'enquêtes rétrospectives distinctes. Les différences de protocoles de collecte, de sources, de dates d'actualisation des coefficients du modèle et de choix intermédiaires opérés sur leurs calculs expliquent ces écarts.

Une méthode alternative, plus simple, a été utilisée à partir de la série des enquêtes Logement de 1984 à 2001. Portant sur une période d'environ quatre ans, ramenée à un an en appliquant une formule statistique, les estimations menaient à des taux plus faibles et des évolutions divergentes (Debrand et Taffin, 2005). Dans ce contexte d'absence de consensus sur le niveau de la mobilité résidentielle, le but de cette note est double. Elle a d'abord pour objet de parvenir à une estimation fiable de la mobilité annuelle. Puis, de retracer l'évolution de la mobilité résidentielle française de la fin des Trente glorieuses à 2006. Aujourd'hui encore, celle-ci n'est pas établie solidement malgré des efforts antérieurs de compilation et de production d'estimations à partir du modèle Migrants-migrations (Courgeau et Lelièvre, 2004) ou d'investigations multi-sources (Royer, 2007). Pour parvenir à cette fin, la série des enquêtes Logement de 1973 à 2006 est utilisée en mobilisant une question jusqu'alors inemployée dans l'établissement de la conjoncture de la mobilité, bien que son utilisation ait été récemment suggérée (Laferrère, 2007). Dans

---

<sup>1</sup> Nous tenons à remercier tout particulièrement Daniel Courgeau pour l'éclairage porté sur son modèle et Élisabeth Morand du Service des méthodes statistiques de l'Ined pour son aide précieuse et répétée dans la résolution des nombreux problèmes que nous avons pu rencontrer.

un premier temps les coefficients des paramètres du modèle Migrants-migrations sont actualisés à partir de l'enquête Histoire de Vie collectée en 2003, de l'enquête Logement 2001 et des enquêtes Emploi de 1999 à 2002. Puis, des estimations directes ou quasi directes du taux annuel de mobilité résidentielle sont opérées sur la série des enquêtes Logement. Afin de parvenir à celles-ci, deux méthodes de correction préalable sont exposées. Une technique d'estimation par l'utilisation de séries chronologiques basée sur l'observation des mobilités passées est également présentée. Pour consolider cette estimation, un taux annuel de mobilité est calculé à partir des enquêtes Emploi qui disposent depuis 1990 d'une question autorisant ce calcul sans correction. Nos estimations sont confrontées aux résultats publiés antérieurement. Enfin, les principales raisons du dernier déménagement sont présentées, en s'attachant plus particulièrement aux personnes seules ou sans conjoint.

### 1. Les données utilisées

Réalisée pour la première fois en 1955, l'enquête nationale Logement (ENL) est collectée par cycle de quatre à cinq ans par l'Insee. Selon les années, les effectifs varient de 23 500 à 45 000 ménages de France métropolitaine représentant 65 000 à près de 136 000 individus. L'enquête aborde notamment l'évolution du parc et des conditions de logement, les loyers, les prêts, etc., et contient des informations sur les caractéristiques des individus et du ménage. Ce qui la rend particulièrement adaptée à l'étude des mobilités. Le champ de l'enquête est composé des ménages de France métropolitaine. A partir de 2006, le protocole de la collecte opère une rupture. Etendue aux départements d'Outre mer, l'enquête est dorénavant collectée au cours de six vagues étalées sur les dix derniers mois de l'année.

**Tableau 1 – Enquêtes Logement. Périodes et effectifs**

<b>Année</b>	<b>Période de collecte</b>	<b>Effectif de ménages répondants</b>	<b>Taux de répondants</b>
1973	Octobre – Décembre	45 064	-
1978	Avril – Juin	23 492	-
1984	Octobre – Décembre	29 233	88,2%
1988	Octobre – Décembre	26 686	87,4%
1992	Novembre – Janvier 1993	36 222	87,6%
1996	Novembre – Janvier 1997	29 043	85,3%
2001	Décembre – Février 2002	32 156	79,1%
2006	Mars – Décembre	42 965	76,7%

Créée en 1950, l'enquête Emploi (EE) permet d'évaluer le chômage, de cerner la situation des chômeurs et les changements de situation vis-à-vis de l'emploi (Goux, 2003). Elle fournit annuellement de riches informations sur l'activité selon les professions, le genre, l'âge, ou sur la durée du travail ou encore sur les emplois précaires. Jusqu'en 2002, 75 000 logements étaient enquêtés, soit 130 000 à plus de 150 000 individus. Depuis 2003, l'enquête Emploi mue. Désormais, elle est collectée en continu au cours de six semaines chaque trimestre auprès d'un échantillon d'environ 38 000 ménages ordinaires de France métropolitaine, représentant environ 70 000 interviewés et 15 000 enfants de

moins de quinze ans. L'échantillon, dit rotatif, est renouvelé par 1/6<sup>e</sup> entrant et sortant chaque trimestre. Les ménages sont interrogés six trimestres consécutifs. Afin de comprendre l'évolution de l'activité, une partie du questionnaire est dédiée à la situation des individus un an auparavant et plus précisément en mars de l'année précédente pour les enquêtes annuelles. Dans cette logique, l'enquête repère la mobilité des personnes au cours de l'année écoulée et dispose d'un indicateur de mobilité annuelle.

Quant à l'enquête ponctuelle Histoire de Vie, elle a été collectée de février à avril 2003 auprès de personnes de dix-huit ans et plus. Elle s'attache aux biographies familiales, résidentielles et professionnelles, permettant de connaître notamment les migrations successives des individus. L'échantillon représentatif de la population dispose de 8 403 questionnaires exploitables.

## 2. Le modèle « Migrants-migrations »

Le modèle de Daniel Courgeau repose sur l'observation que, dans la plupart des sources françaises, les migrants sont observés et non les migrations. Ce qui conduit à sous-estimer le taux des mobilités à cause de la non prise en compte des migrations multiples et des retours au cours de la période. Pour y répondre, le modèle Migrants-migrations ramène les migrants observés au cours de périodes pluriannuelles à un taux annuel de mobilité. Rappelons que les informations issues des recensements varient de cinq à neuf ans. Le modèle est adossé aux hypothèses suivantes (Courgeau, 1973) :

- La probabilité,  $K$ , pour une personne ayant effectué une migration d'en faire une nouvelle dans le futur est à peu près indépendante du rang du déplacement antérieur. Néanmoins, cette probabilité dépend du découpage spatial retenu, c'est-à-dire du changement de logement au changement de région ;
- Pour la population soumise au risque de nouvelle migration, le quotient annuel de nouvelle migration  $k$  est indépendant de la durée séparant deux migrations, du rang de la migration antérieure et du découpage géographique utilisé ;
- Les migrations de retour vers une zone d'origine sont proportionnelles aux migrations, de rang supérieur à un, effectuées durant la période considérée.

Dans ce modèle,  $m$  représente le taux instantané de mobilité, assimilable à un taux annuel. On considère une population de  $P$  individus et un intervalle de temps très restreint ( $\theta, \theta + d\theta$ ). Dans la population  $P$ , au cours de l'intervalle de temps considéré, seront effectuées  $Pm d\theta$  migrations. Si  $K$  est la probabilité de faire un déplacement supplémentaire, alors  $PmK d\theta$  est la proportion d'individus qui migreront au moins une fois par la suite. Le nombre de migrations accomplies au cours d'un intervalle de temps très petit ( $t, t + dt$ ) postérieur à  $\theta$  est proportionnel au nombre d'individus soumis au risque soit  $PmK d\theta - \mu(t)$  où  $\mu(t)$  correspond aux personnes qui ont déjà fait une migration supplémentaire. Notons  $k$  le coefficient de proportionnalité. Les nouvelles migrations qui se produisent au cours de cet intervalle s'écrivent de la façon suivante (Courgeau, 1986) :

$$d\mu(t) = k[PmKd\theta - \mu(t)dt]$$

Après calcul des conditions aux limites pour  $t = \theta$ , on obtient :

$$PmKd\theta - \mu(t) = ce^{-kt}$$

$$D'o\grave{u} c = PmKe^{k\theta} d\theta$$

$$\mu(t) = PmKd\theta \left[ 1 - e^{-k(t-\theta)} \right]$$

Le nombre de migrations de rang sup\u00e9rieur \u00e0 un, obtenu en faisant varier  $\theta$  entre un instant initial ( $\theta = 0$ ) et un instant final ( $\theta = t$ ), est :

$$\int_{\theta=0}^{\theta=t} PmKd\theta \left[ 1 - e^{-k(t-\theta)} \right] = PmK \left[ t - \frac{1}{k} (1 - e^{-kt}) \right]$$

La diff\u00e9rence entre l'ensemble des migrations pendant la p\u00e9riode et celles de rang sup\u00e9rieur \u00e0 un donne le nombre de migrations de rang un :

$$m_1(t) = Pm \left[ (1-K)t + \frac{K}{k} (1 - e^{-kt}) \right]$$

En prenant en compte les retours vers la zone initiale,  $l$ , proportionnels aux migrations de rang sup\u00e9rieur \u00e0 un, le nombre total de migrants au cours d'une dur\u00e9e donn\u00e9e  $t$  peut s'\u00e9crire :

$$M(t) = Pm \left[ (1-K(1+l))t + \frac{K(1+l)}{k} (1 - e^{-kt}) \right]$$

La mesure du taux instantan\u00e9 de migration,  $m$ , sur chaque p\u00e9riode demande une estimation des param\u00e8tres  $k$  et  $K(1+l)$ .

L'estimation du quotient annuel de nouvelle migration,  $k$ , requiert une connaissance compl\u00e8te des migrations effectu\u00e9es par un individu au cours de sa vie. La derni\u00e8re actualisation de ce coefficient date de 1997 \u00e0 partir de l'enqu\u00eate Jeunes et Carri\u00e8res (L'Hospital, 2001). Le coefficient \u00e9tabli par Courgeau en 1973 de 0,18 passe alors \u00e0 0,26. Afin de v\u00e9rifier la p\u00e9rennit\u00e9 du niveau de  $k$ , nous avons effectu\u00e9 une nouvelle estimation sur les donn\u00e9es plus r\u00e9centes de l'enqu\u00eate biographique Histoire de Vie de 2003. Le champ d'observation a \u00e9t\u00e9 restreint \u00e0 la population des individus ayant entre quarante et quarante-cinq ans. La contrainte \u00e9tait de disposer d'un effectif suffisamment important dans une tranche d'\u00e2ge o\u00f9 les mobilit\u00e9s r\u00e9alis\u00e9es au cours de la vie \u00e9taient assez nombreuses. Les migrations sont comptabilis\u00e9es \u00e0 partir du seizi\u00e8me anniversaire des individus. Nous nous sommes arr\u00eat\u00e9s \u00e0 des intervalles temporels entre deux migrations allant jusqu'\u00e0 cinq ans et au 5<sup>e</sup> rang pour la  $n+1$ <sup>e</sup> migration. Pour chaque d\u00e9coupage les effectifs pond\u00e9r\u00e9s d'individus sont calcul\u00e9s en fonction du nombre de migrations effectu\u00e9es au moment de l'enqu\u00eate. La valeur obtenue de  $k$  0,25, est tr\u00e8s proche de celle propos\u00e9e par L'Hospital, 0,26 (2001). C'est assez peu surprenant dans le sens o\u00f9  $k$  repr\u00e9sente en r\u00e9alit\u00e9 la plus ou moins grande activit\u00e9 migratoire individuelle. Les dates des donn\u00e9es sur lesquelles ce coefficient est actualis\u00e9 ne sont s\u00e9par\u00e9es que de six ans (1997 pour Jeunes et Carri\u00e8res, 2003 pour Histoire de vie) et les comportements n'ont pu se modifier drastiquement sur une p\u00e9riode aussi courte. Toutefois, la mesure du coefficient  $k$  d\u00e9pend de l'\u00e2ge des personnes dont on observe les migrations. Ce m\u00eame coefficient calcul\u00e9 sur les personnes \u00e2g\u00e9es de quarante \u00e0 soixante ans est estim\u00e9 \u00e0 0,23.

Pour ce qui est de l'estimation du paramètre  $K(1+l)$  et du quotient instantané de migration  $m$ , deux méthodes sont envisageables.

L'Hospital en 2001 applique une méthode pour le calcul de ces paramètres à partir des données du recensement de 1999. Il s'agit du calcul d'intervalles pour le paramètre  $K(1+l)$  à l'aide des taux et effectifs annuels de migrants calculés sur l'enquête Emploi au cours de la période intercensitaire 1990-1999. En considérant les taux variables de migrants il obtient l'égalité suivante :

$$m^r = \left( (1 - K(1+l)) \sum_{t=1}^9 p_t + \frac{K(1+l)}{k} \sum_{t=1}^9 p_t (e^{-k(9-t)} - e^{-k(10-t)}) \right) P^r$$

En considérant les effectifs variables de migrants l'égalité devient :

$$M^r = (1 - K(1+l)) \sum_{t=1}^9 M_t + \frac{K(1+l)}{k} \sum_{t=1}^9 M_t (e^{-k(9-t)} - e^{-k(10-t)})$$

En remarquant que les taux annuels mesurés par l'enquête Emploi sous-estiment la population soumise au risque de migration par rapport au recensement, il parvient à l'inégalité suivante :

$$K(1+l) \geq \frac{\sum_{t=1}^9 \hat{p}_t - m^r}{\sum_{t=1}^9 \hat{p}_t - \sum_{t=1}^9 \frac{\hat{p}_t (e^{-k(9-t)} - e^{-k(10-t)})}{k}} \quad \text{avec } \hat{p}_t \geq \frac{m_t^e}{1 - K(1+l) \left( 1 - \frac{1 - e^{-k}}{k} \right)}$$

Où  $m_t^e$  représente les taux annuels de mobilité estimés sur les enquêtes Emploi.

Inversement, le calcul avec les effectifs surestime la mobilité avec les enquêtes Emploi par rapport au recensement et donne :

$$K(1+l) \leq \frac{\sum_{t=1}^9 \hat{M}_t - M^r}{\sum_{t=1}^9 \hat{M}_t - \sum_{t=1}^9 \frac{\hat{M}_t (e^{-k(9-t)} - e^{-k(10-t)})}{k}} \quad \text{avec } \hat{M}_t \geq \frac{M_t^e}{1 - K(1+l) \left( 1 - \frac{1 - e^{-k}}{k} \right)}$$

Ces formules sont adaptables à des taux et effectifs constants en utilisant les taux et effectifs moyens de migration sur la période.

Pour l'estimation de ces paramètres, nous avons utilisée la méthode décrite dans « Utilisation des données de l'enquête sur l'emploi sur les migrations internes en France » (Courgeau, 1986). Il est nécessaire de résoudre le système suivant :

$$(S) \quad \begin{cases} \bar{m} = m \left[ (1 - K(1+l)) + \frac{K(1+l)}{k} (1 - e^{-k}) \right] \\ m_l = m \left[ (1 - K(1+l)) \times t + \frac{K(1+l)}{k} (1 - e^{-k \times t}) \right] \end{cases}$$

Dans ce système,  $m_l$  est la part de migrants sur toute la période et  $\bar{m}$  le taux de mobilité annuel moyen<sup>2</sup>.

La période d'intérêt de quatre ans couvre la durée au cours de laquelle il est demandé si une migration a été effectuée dans l'enquête Logement de 2001. La comptabilisation des migrations annuelles sont effectuées à partir des enquêtes Emploi 1999, 2000 2001 et 2002. Pour chaque période, les proportions et les effectifs de migrants sont déterminés selon les différents niveaux spatiaux. Le champ est réduit aux personnes de référence et à leur conjoint car les enquêtes Logement ne disposent pas de cette information pour chaque membre du ménage.

Les auteurs précédents ont appliqué ce modèle aux données du recensement : Courgeau, 1978, 1990 ; Baccaïni, 1993, 2005 ; L'Hospital, 2001 ; Courgeau et Lelièvre 2004. Les premières estimations de Baccaïni (2001a, 2001b) sur la période 1990-1999, et qui font encore parfois référence (Laferrère, 2007), se fondaient sur des estimations anciennes des paramètres du modèle de Courgeau et ont été rectifiées par la suite après actualisation des coefficients (Baccaïni, 2005 ; L'Hospital, 2001). Pour notre part, nous appliquons le modèle à l'enquête Logement de 2001 afin de réactualiser le tableau publié par Courgeau et Lelièvre (2004). Le taux annuel moyen de mobilité  $\bar{m}$  est issu des enquêtes Emploi<sup>3</sup>. Le taux de mobilité sur quatre ans,  $m_l$ , est calculé à partir de l'enquête Logement 2001 et de la question « Où résidait M. le [date de la dernière enquête] ? ». Les résultats obtenus se rapprochent de ceux publiés par Courgeau et Lelièvre en 2004 en ce qui concerne les migrations régionales et départementales et s'en éloignent ensuite (Tableau 2). Ils sont similaires à ceux de Baccaïni (2005). En utilisant le  $k$  calculé sur les 40-60 ans, les taux de mobilité obtenus demeurent très proches de ceux estimés avec un  $k$  de 0,25<sup>4</sup>. Un des inconvénients du modèle Migrants-migrations est de ne pas fournir d'indicateur de précision, ce qui rend difficile les comparaisons lors de l'actualisation des coefficients à partir de nouvelles sources.

---

<sup>2</sup> Nous supposons que les auteurs cités ont utilisé la moyenne comme estimateur du taux annuel dans leurs calculs. Par souci d'homogénéité, nous avons utilisé ce même estimateur. Leurs calculs bénéficiaient de la durée intercensitaire dont la dernière courait sur neuf ans. Dans notre cas, l'enquête Logement de 2001 couvre une période de quatre ans seulement au cours d'une période où la mobilité a été particulièrement variable (cf. infra). L'utilisation de la médiane, moins volatile, s'avère plus robuste en ce cas.

<sup>3</sup> L'enquête de 1999 a été effectuée en janvier et non en mars comme les autres enquêtes annuelles. De ce fait, un redressement proportionnel en fonction de la durée attendue a été effectué.

<sup>4</sup> Nous obtenons pour les changements de logement 122,0‰, de commune 72,6‰, de département 30,2‰ et de région 17,5‰.

**Tableau 2 – Actualisation des estimations des quotients instantanés de migration**  
(pour 1000)

	<b>Région</b>	<b>Département</b>	<b>Commune</b>	<b>Logement</b>
1954-1962	13,3	20,0	48,7	-
1962-1968	15,1	25,1	53,4	-
1968-1975	17,9	29,0	60,5	97,7
1975-1982	16,5	26,5	58,8	94,7
1982-1990	16,2	25,8	55,6	85,6
1990-1999 (1)	16,8	28,7	67,8	122,0
1990-1999 (2)	16,2	27,3	63,5	111,8
1990-1999 (3)	16,0	28,0	65,0	117,0
1997-2001 <sup>5</sup> (4)	17,5	30,3	72,8	122,4
1999-2004 (5)	19,0	31,0	73,0	120,0

Sources :

1954-1975 : Estimation Courgeau (1978), Recensements de la population.

1975-1982 : Estimation Courgeau (1990), Recensements de la population<sup>6</sup>.

1982-1990 : Estimation Baccaïni *et al.* (1993), Recensements de la population.

(1) Estimation Courgeau et Lelièvre (2004), Recensement de la Population.

(2) Estimation L'Hospital (2001), personnes de 20 ans et plus, Recensement de la Population.

(3) Estimation Baccaïni (2005), personnes de 5 ans et plus, Recensement de la Population de 1999.

(4) Estimation Donzeau et Pan Ké Shon, personnes de référence et leur conjoint de 20 ans et plus, Enquête Logement 2001.

(5) Estimation Baccaïni (2005), personnes de 5 ans et plus, enquête annuelle de recensement de 2004.

Les champs relatifs à l'étude de la mobilité diffèrent d'un auteur à l'autre, souvent en fonction des contraintes inhérentes aux sources. L'agrégation des enquêtes de recensement étalées sur cinq ans conduit à ne s'intéresser qu'aux individus de plus de cinq ans. Les enquêtes Logement contraignent à ne retenir que les personnes de référence et leur conjoint dont la mobilité est renseignée. La source ne permet pas l'élargissement des estimations à la population totale. Le différentiel des taux de mobilité entre population totale et personnes de référence et conjoint peut être calculé à partir des enquêtes Emploi. Ainsi, en 2002 et 2003, la mobilité des individus de quinze ans et plus est inférieure de 0,1 point à celle de l'ensemble de la population. L'écart entre les taux

<sup>5</sup> Les résultats obtenus avec l'utilisation de la médiane à la place de la moyenne sont pour les changements de : région 17,4‰, département 29,4‰, commune 70,8‰, logement 120,8‰.

<sup>6</sup> Les estimations fournies dans les articles de Courgeau de 1978 et 1990 ont été révisées dans l'article de Baccaïni *et al.* de 1993 sans précision. Nous avons conservé ces dernières.

portant sur l'ensemble de la population de quinze ans et plus et les personnes de référence et conjoint du même âge est de 0,8 point de pourcentage.

Par la nature du modèle Migrants-migrations, on ne dispose que d'une évaluation moyenne de la mobilité annuelle sur l'ensemble de la période couverte par la source d'estimation, sans possibilité de détecter d'éventuels retournements ou pics de mobilité. Là où le niveau du modèle est étale, la variation observée entre 1990 et 1999 à partir des enquêtes Emploi est de l'ordre de 3 %.

Le modèle Migrants-migrations permet également de donner une estimation de la part des migrations multiples et des retours au niveau régional. Elles sont estimées au cours d'une période de quatre ans à partir de l'enquête Logement 2001 et des enquêtes Emploi de 1998 à 2001 en suivant la méthode proposée par Daniel Courgeau (1986). Il est nécessaire d'évaluer séparément les paramètres  $K$ , exprimant la part des migrations multiples et  $l$ , la part des retours du modèle Migrants-migrations. Nous avons utilisé les flux d'émigration et d'immigration des  $N$  régions de France métropolitaine.

La part des retours est mesurée à l'aide de la formule suivante :

$$\hat{l} = \frac{\left[ \sum_{n=1}^N D_n i_n(1) \right] \left[ \sum_{n=1}^N i_n(1) e_n(1) \right] - \left[ \sum_{n=1}^N D_n e_n(1) \right] \left[ \sum_{n=1}^N i_n(1)^2 \right]}{\left[ \sum_{n=1}^N D_n e_n(1) \right] \left[ \sum_{n=1}^N i_n(1) e_n(1) \right] - \left[ \sum_{n=1}^N D_n i_n(1) \right] \left[ \sum_{n=1}^N e_n(1)^2 \right]}$$

où  $D_n = t i_n(1) - i_n(t) + t e_n(1) - e_n(t)$  ;

$e_n(t)$  est le taux d'émigrants de la région  $n$  au cours de la période  $t$  couverte par l'ENL 2001 ;

$e_n(1)$  est évalué par le taux annuel médian d'émigrants de la région  $n$  d'après les EE ;

$i_n(t)$  est le taux d'immigrants de la région  $n$  au cours de la période couverte par l'ENL 2001 ;

$i_n(1)$  est évalué par le taux annuel médian d'immigrants de la région  $n$  d'après les EE.

Le niveau des migrations multiples se déduit de l'équation suivante :

$$\hat{K}k' = \frac{\sum_{n=1}^N e_n(1) D_n}{2 \sum_{n=1}^N e_n(1) [i_n(1) + l e_n(1)]}$$

avec  $k' = t - \frac{1}{k} (1 - e^{-kt})$ ,  $k$  étant le quotient annuel de nouvelle migration estimé à 0,25.

La part des retours régionaux au cours de quatre ans s'élève à 23 % et celle des migrations multiples à 40 %. Autrement dit, parmi les migrants ayant effectué au moins

une migration, 40 % en ont effectué au moins une autre au cours de la période de 4 années qui sépare deux enquêtes Logement.

### 3. Méthode alternative

L'article publié en 2005 par Debrand et Taffin propose une mesure alternative de la mobilité résidentielle de 1984 à 2001 à partir des enquêtes Logement. Dans cet article, les auteurs calculent des proportions de personnes qui emménagent en rapportant le nombre de ménages ayant changé de logement au nombre total de ménages à la date de l'enquête. Ils estiment des taux annuels à l'aide de l'égalité suivante :

$$T = 1 - (1 - T_n)^{12/n} \Leftrightarrow (1 - T_n) = (1 - T)^{n/12}$$

Où T est le taux annuel

$T_n$  est le taux calculé sur n mois

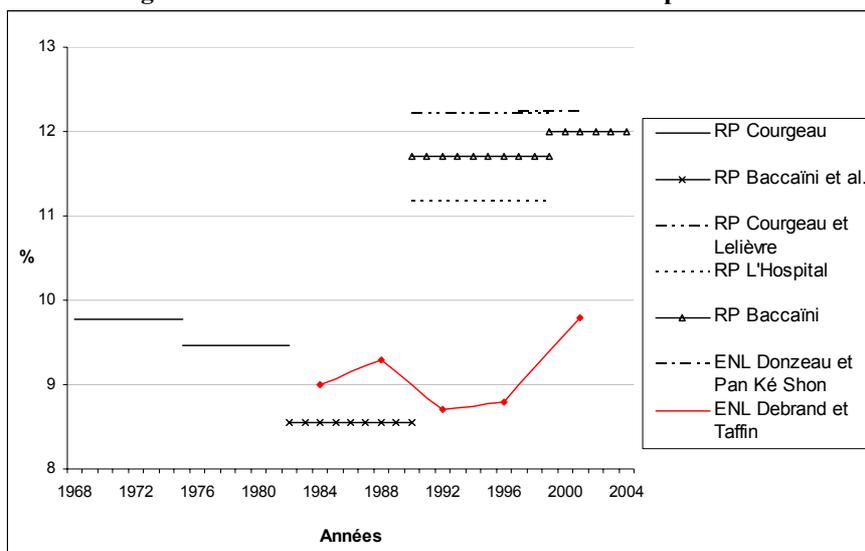
$(1 - T_n)$  est la probabilité de ne pas être mobile pendant n/12 années

$(1 - T)$  est la probabilité moyenne de ne pas être mobile au cours d'une année

La question employée pour ces estimations est celle du logement occupé au moment de l'enquête précédente, soit quatre à cinq ans auparavant suivant les enquêtes. Le reproche principal adressé à cette méthode est de reposer sur l'hypothèse implicite de l'homogénéité du comportement migratoire de la population, c'est-à-dire d'une probabilité identique de migration pour tous les individus et indépendante de leur parcours migratoire. Or, si certaines personnes sont très mobiles, d'autres sont au contraire très peu mobiles. En supposant que le comportement migratoire est identique d'un individu à l'autre, les nombreuses migrations des personnes très mobiles sont sous-évaluées et le taux de migration qui en découle est sous-estimé.

Le graphique suivant représente les changements de logement provenant des résultats des différents auteurs à partir des deux méthodes concurrentes (Figure 1). Les estimations de Debrand et Taffin s'approchent des résultats de Courgeau entre 1984 et 1988 pour ensuite s'écarter vigoureusement des cinq autres estimations. Malheureusement, aucune de ces méthodes ne dispose d'un indicateur de précision permettant de trancher pour l'une ou l'autre des méthodes.

**Figure 1 – Estimation de la mobilité annuelle depuis 1968**



Sources :

- 1954-1982 : Estimation Courgeau (1978, 1990), Recensements de la population.
- 1982-1990 : Estimation Baccaini *et al.* (1993), Recensements de la population.
- 1990-1999 : Estimation L'Hospital (2001), personnes de 20 ans et plus, Recensement de la Population.
- 1990-1999 : Estimation Courgeau et Lelièvre (2004), Recensement de la Population.
- 1990-2004 : Estimation Baccaini (2005), personnes de 5 ans et plus, Recensement de la Population de 1999, enquête annuelle de recensement de 2004.
- 1997-2001 : Estimation Donzeau et Pan Ké Shon, personnes de référence et leur conjoint de 20 ans et plus, Enquête Logement 2001.
- Estimation de Debrand et Taffin, (2005), personnes de référence, Enquêtes Logement de 1984 à 2001.

#### 4. Méthodes pour estimations quasi directes

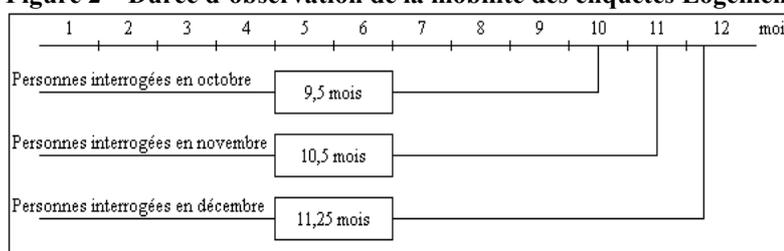
Une autre méthode bien plus simple est réalisable à partir de la série des enquêtes Logement et cela depuis 1973. Jusque là inappliquée, elle permet d'obtenir des estimations accompagnées de leurs intervalles de confiance et ainsi d'établir rigoureusement la conjoncture de la mobilité de 1973 à nos jours.

- *Enquêtes Logement de 1973 à 2006*

Les huit dernières enquêtes Logement réalisées en 1973, 1978, 1984, 1988, 1992, 1996, 2001 et 2006 retracent la mobilité des personnes de référence. La question « En quelle année la personne de référence est-elle arrivée dans ce logement ? » est régulièrement posée depuis 1973. En retenant les seules personnes installées au cours de l'année anniversaire de l'enquête et en les rapportant sur l'ensemble de l'échantillon, on obtient alors un taux de migrants annuel. Sur une période aussi courte ce taux se rapproche d'un taux de migration. Les mobilités multiples réalisées dans l'année sont peu nombreuses (Courgeau, 1973).

Le problème principal réside dans le fait que ce taux n'est pas mesuré exactement sur une année complète en raison de la durée de la collecte (Tableau 1). Pour chaque enquête réalisée jusqu'en 2001, celle-ci était généralement effectuée au cours du dernier trimestre. Les enquêtés du mois d'octobre ont une durée de mobilité potentielle qui s'élève de neuf à dix mois selon que l'interrogation a eu lieu en début ou en fin de mois. En l'absence d'information sur la journée effective de l'interview, nous sommes conduits à attribuer une date moyenne d'interview en milieu de mois. Il reste qu'il n'est pas tenu compte d'une migration possible au cours des 2,5 mois restants pour ces enquêtés (Figure 2). De manière similaire, il y a un déficit de migration potentielle de 1,5 mois pour les personnes interrogées en novembre. Pour ceux du mois de décembre, la durée varie de onze à douze mois. Cependant, ces personnes sont surtout interrogées durant les quinze premiers jours du mois à cause de la « trêve des confiseurs ». Celles-ci ont alors un manque potentiel de mobilité de 0,75 mois. Sans correction des durées inégales d'interrogation, il y aurait alors une sous estimation<sup>7</sup> importante des migrations.

**Figure 2 – Durée d'observation de la mobilité des enquêtes Logement**



*Lecture* : Les personnes interrogées en octobre ont passé en moyenne 9,5 mois dans l'année en cours au moment de leur interview.

*Note* : On considère que la collecte de décembre se déroule au cours des 15 premiers jours et non sur le mois complet du fait de la trêve des confiseurs.

La correction consiste à compenser proportionnellement les durées manquantes venant des mois non observés. Par exemple, en 1973, la somme des mois observés est 31,25. Ainsi, les entretiens ont lieu en moyenne au bout de 10,42 mois. Le taux de mobilité résidentielle en 1973 avant correction est de 8,93 %. Le taux redressé par cette méthode s'obtient de la façon suivante :

$$8,93 \% \times \frac{12}{10,42} = 10,28 \%$$

<sup>7</sup> Pour la plupart des enquêtes Logement, la collecte est réalisée en fin d'année. Il y a deux exceptions : l'enquête de 1978 dont la collecte s'est déroulée au deuxième trimestre et l'enquête de 2001 pour laquelle les interviews s'étendent jusqu'au début de l'année 2002. Pour cette dernière, le taux non redressé obtenu sur cette enquête sera donc surestimé.

La manière de procéder est identique pour l'ensemble des sept premières enquêtes. A partir de 2006, la collecte s'étale sur six vagues. Les personnes sont interrogées sur une période rétrospective allant de deux mois pour celles questionnées en mars à près de douze pour celles qui le sont en décembre. Le calcul, moins précis en début de période que pour les enquêtes précédentes, diffère légèrement :

$$5,34\% \times \frac{12}{6,975} = 9,19\%$$

Le taux de correction<sup>8</sup> varie de 3,5 % à 13,2 % pour les enquêtes Logement ancienne formule avec une pointe à 62,5 % pour celle de 1978. Il s'élève à 41,9 % pour les enquêtes Logement en continu. Ce qui évidemment fragilise les résultats de 1978 et ceux de 2006.

- *Amélioration des corrections par l'application de taux mensuels de mobilité*

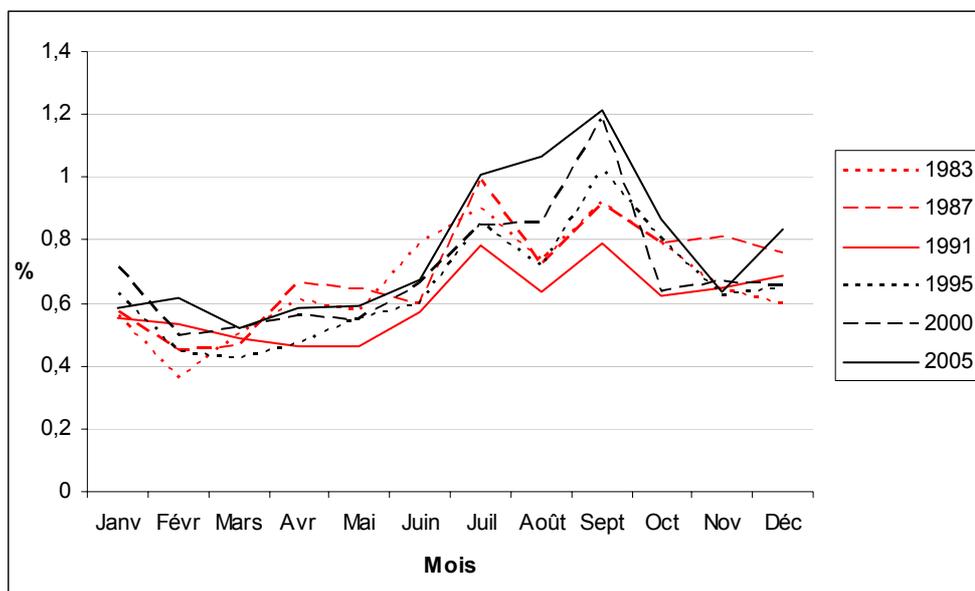
Cette méthode de redressement proportionnelle repose sur l'homogénéité des taux de mobilité mensuels au cours d'une année. L'introduction des taux mensuels de mobilité permet d'affiner la méthode de correction appliquée à partir du seul taux annuel. L'idée part du constat de variations de mobilité importantes selon les mois de l'année. Les pics de migration s'observent en juillet et en septembre et les creux s'étalent de février à mai (Figure 3).

---

<sup>8</sup> Ce taux de correction simple s'obtient par la formule suivante :

$$\text{Taux de correction} = 100 - \left( \frac{\text{nombre de mois observés}}{\text{nombre de mois à observer}} \times 100 \right)$$

**Figure 3 – Taux de mobilité mensuels**



Source : Enquêtes Logement de 1984 à 2006

Champ : Personnes de référence

L'information relative au mois d'installation dans le logement est disponible dans les ENL depuis 1984. La méthode appliquée est la suivante. Un coefficient de correction est attribué à chaque mois en fonction des mobilités observées les trois ou quatre années précédant l'interrogation afin de coller au plus près des comportements migratoires constatés. Les enquêtes Logement de 1973 et de 1978 ne disposent pas de cette information. Les corrections disponibles à partir de l'enquête de 1984 sont alors appliquées.

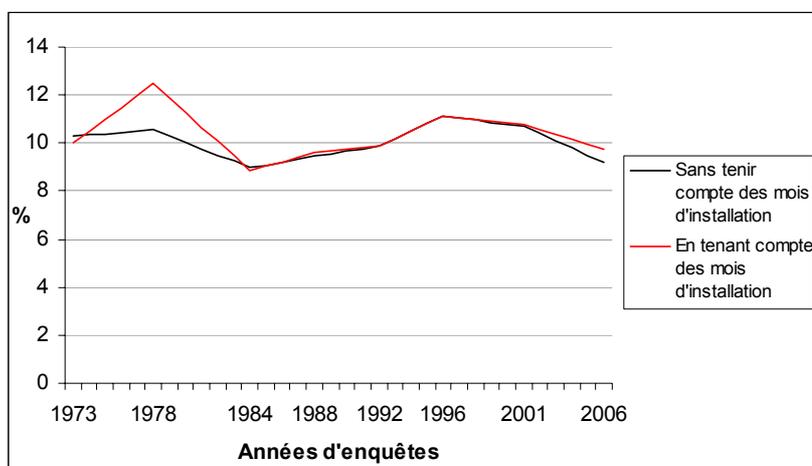
**Tableau 3 – Taux de correction selon les deux méthodes de redressement proportionnel**

	Sans tenir compte des mois d'installation	En tenant compte des mois d'installation
1973	13,2	11,1
1978	62,5	68,2
1984	13,2	12,2
1988	13,2	14,4
1992	4,9	4,7
1996	4,9	4,8
2001	-3,5	-2,9
2006	41,9	45,3

Sources : Enquêtes Logement de 1973 à 2006

Champ : Personnes de référence

**Figure 4 – Taux de mobilité selon les deux méthodes de redressement proportionnel**



Sources : Enquêtes Logement de 1973 à 2006

Champ : Personnes de référence

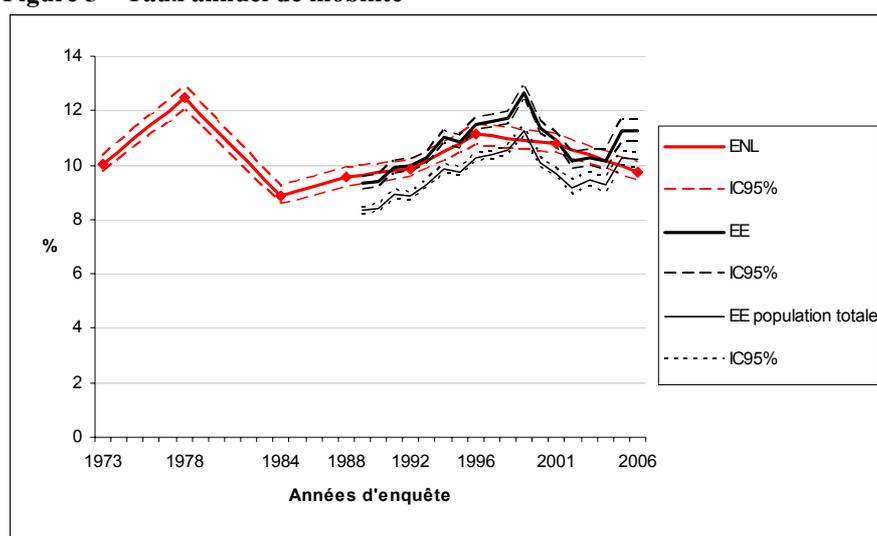
Le taux de correction varie peu selon la méthode employée en dehors de 1978 et 2006. Quelque soit la méthode utilisée, le taux de correction de l'enquête de 1978 reste très élevé (Tableau 3). Sa collecte ayant eu lieu cours du deuxième trimestre, aucune des deux méthodes de redressement n'apparaît comme réellement satisfaisante pour compenser le manque d'information. Les deux méthodes de redressement proportionnel fournissent des résultats proches lorsque la collecte est effectuée en fin d'année, ce qui permet de contenir leur taux de redressement (Figure 4). Le passage à une collecte en continu à partir de 2006 rend utile la prise en compte des mois d'installation pour effectuer cette correction.

- *Contrôle des résultats*

Les intervalles de confiance accompagnant les courbes de la mobilité donnent une indication de la précision des estimations mais ils ne tiennent pas compte d'éventuels biais d'évaluation. Pour cela, la convergence des résultats attendus entre ceux de l'enquête Logement et ceux de l'enquête Emploi constitue un second contrôle permettant de contrôler la précision et vérifier qu'aucun biais ne fait diverger les estimations, sauf à penser que ce biais serait identique pour chaque enquête malgré leurs protocoles de collecte et d'échantillonnage très différents mais aucun argument ne vient étayer ce soupçon. La série des enquêtes Emploi permet de confronter nos premières estimations quasi directes issues des ENL en établissant de nouvelles estimations. La question introduite dans les EE depuis 1990, « Quelle était la résidence de *M.* en mars de l'année précédente ? », autorise une mesure de la mobilité résidentielle annuelle et cela sans

opérer de correction préalable<sup>9</sup>. Néanmoins, la durée sur laquelle porte l'estimation est d'un trimestre l'année n de l'enquête et de trois trimestres l'année n-1. La mobilité annuelle est davantage mesurée l'année n-1 (aux  $\frac{3}{4}$ ) que l'année effective de l'enquête. De ce fait, le taux de mobilité est attribué à l'année n-1. Les enquêtes antérieures à 1990 ne disposant que des changements de commune, de département, et de région, ne peuvent servir à contrôler le taux de mobilité global des ENL. Par souci de comparabilité, le champ est restreint, dans un premier temps, aux personnes de référence puis élargi à l'ensemble de la population de quinze ans et plus.

**Figure 5 – Taux annuel de mobilité**



Source : Enquêtes Logement de 1973 à 2006 ; Enquêtes Emploi de 1990 à 2004.

Champ : Personnes de référence pour les ENL et les EE (courbe en gras).  
Ensemble de la population de 15 ans et plus pour les EE (courbe grisée).

Auparavant, il est nécessaire de rappeler que l'estimation de la mobilité à partir des enquêtes Logement porte sur l'année anniversaire de l'enquête, ici représentée par des losanges (Figure 5). La courbe entre deux losanges est abusive puisqu'il n'y a pas d'estimation au cours des trois ou quatre années séparant deux enquêtes. Elle figure juste par commodité de lecture. Les enquêtes Emploi apportent davantage d'informations puisqu'annuelle. On retiendra particulièrement qu'aux points anniversaires de l'ENL, les estimations de l'EE coïncident, c'est-à-dire qu'au minimum les intervalles de confiance des deux enquêtes se superposent, révélant par là une robustesse satisfaisante. Seul en

<sup>9</sup> Nous avons appliqué une correction aux enquêtes Emploi de 1991 et de 1999 dont les durées de mobilité observées n'équivalaient pas à une année complète.

2006, un écart de 0,76 point est relevé probablement dû au taux élevé de correction appliqué à l'enquête Logement.

La mobilité des personnes de référence des ENL est plus élevée que pour l'ensemble de la population car elle dépend plus fréquemment d'hommes actifs et donc plus mobiles. Néanmoins, les niveaux de mobilité de ces deux populations sont parallèles. Ces résultats confortent l'idée de la robustesse de l'ensemble des estimations réalisées grâce aux ENL<sup>10</sup> en dehors de la nouvelle série débutant en 2006.

- *Méthode d'estimation par séries chronologiques*

Comme nous l'avons vu précédemment, à partir de 1984, nous disposons non seulement de l'année mais aussi du mois d'emménagement dans le logement. C'est sur cette dernière variable que repose cette nouvelle méthode de redressement. Elle est basée sur l'application des séries chronologiques pour l'estimation du niveau de la mobilité des mois non observés. L'estimation des valeurs non observées d'une série chronologique peut-être approchée dans SAS notamment à l'aide de la procédure FORECAST. Elle estime la tendance de la série sur le long terme, puis les fluctuations restantes par un modèle autorégressif, c'est-à-dire, en fonction des observations précédentes.

La formalisation du modèle s'écrit de la façon suivante :

$$x_t = b_0 + b_1t + b_2t^2 + u_t$$
$$u_t = a_1u_{t-1} + a_2u_{t-2} + \dots + a_pu_{t-p} + \varepsilon_t$$

où  $x_t$  est la tendance  
les  $b_i$  sont les paramètres du modèle quadratique  
les  $a_i$  sont les paramètres autorégressifs  
 $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur au temps  $t$

Les paramètres autorégressifs sont sélectionnés par la méthode *backward*, qui consiste en un retrait successif des paramètres non significatifs, ainsi, seuls les retards statistiquement significatifs sont pris en compte.

L'algorithme utilisé par cette procédure est le suivant :

- 1 Estimation de la tendance linéaire par la méthode des moindres carrés.
- 2 Calcul des résidus de l'étape 1 et des autocovariances des retards.
- 3 Régression des valeurs actuelles en utilisant les autocovariances de l'étape 2 dans le cadre de Yule-Walker. Seuls les paramètres autorégressifs significatifs au seuil de 20% sont retenus.

---

<sup>10</sup> La comparaison n'est actuellement pas possible pour 2006 en l'absence de mise à disposition de l'enquête Emploi 2007.

- 4 Recherche du paramètre le moins significatif, celui-ci est retiré du modèle au-delà de 5%. Ce procédé est poursuivi jusqu'à ce que tous les paramètres autorégressifs restants soient significatifs.
- 5 Génération des prévisions à partir du modèle estimé. Calcul d'intervalles de confiance en combinant les variances de la tendance avec les variances autorégressives.

En ce qui concerne les mois d'installation, seules les données récentes sont considérées comme fiables, les données plus anciennes font davantage appel à la mémoire des personnes interrogées. Un biais potentiel plus ennuyeux provient du fait que seule la dernière migration est prise en compte par la variable considérée alors que certaines personnes sont très mobiles et les migrations précédentes sont ignorées. Ainsi, plus la date d'installation est lointaine, plus le taux est supposé sous-estimé. Si une personne a emménagé récemment dans son logement, rien ne permet de déterminer la date de son installation dans son précédent logement, bien que ce mouvement ait eu lieu. L'année de sa précédente installation fournira donc un taux de mobilité inférieur au taux réel. Plus on remonte dans le passé, plus la sous-estimation est importante. De ce fait, nous avons réalisé un compromis entre un nombre d'années de recul élevé permettant d'apprécier au mieux la tendance et un faible nombre d'années dont le taux de mobilité est moins sous-estimé. Nous nous sommes donc appuyés sur un nombre d'années réduit avant chaque enquête à savoir cinq ou six ans.

Par ailleurs, les mois d'octobre 1979 et de décembre 1988 présentaient des taux de mobilité anormalement faibles sans raison évidente au regard des autres enquêtes et pour les mêmes mois. Par prudence, nous avons remplacé ces taux par la moyenne des mois d'octobre 1978 et octobre 1980 pour le premier et de décembre 1987 et décembre 1989 pour le second. Le tableau suivant présente les résultats obtenus par cette méthode sur les pourcentages observés.

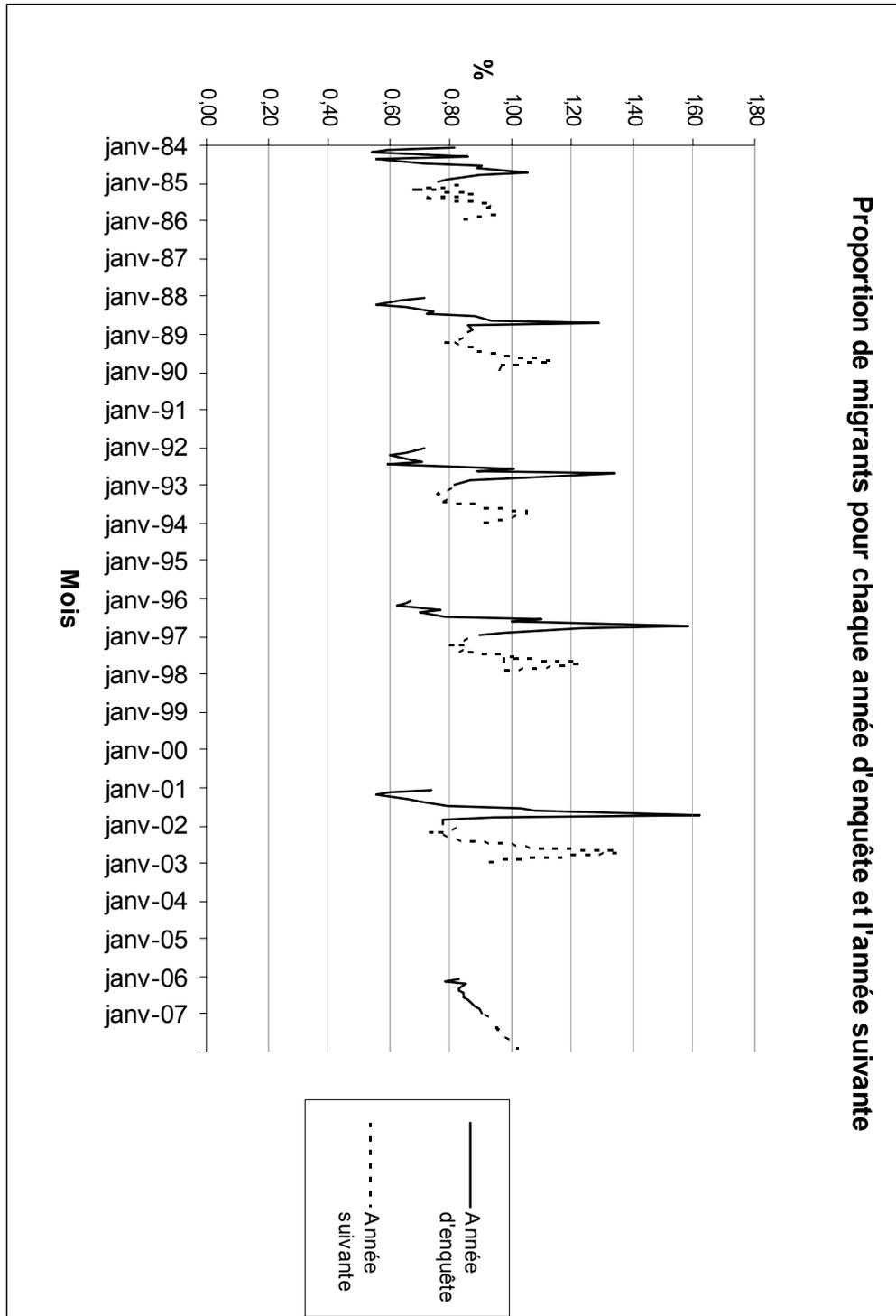
**Tableau 4 – Taux de mobilité au cours de l'année d'enquête par la méthode de redressement par les séries chronologiques**

Année d'enquête	Année de début de la série	Taux non redressé %	Taux annuel estimé pour l'année de l'enquête %	Intervalle de confiance à 95%
1984	1979	7,79	9,40	[8,90 ; 9,90]
1988	1984	8,20	9,73	[9,13 ; 10,33]
1992	1987	9,40	9,90	[9,41 ; 10,39]
1996	1990	10,59	10,99	[10,43 ; 11,55]
2001	1995	11,09	10,28	[9,77 ; 10,79]
2006	2002	5,38	10,21	[9,68 ; 10,74]

Source : Enquêtes Logement de 1984 à 2006.

Champ : Personnes de référence

Figure 6 – Proportion de migrants annuels parmi les personnes de référence

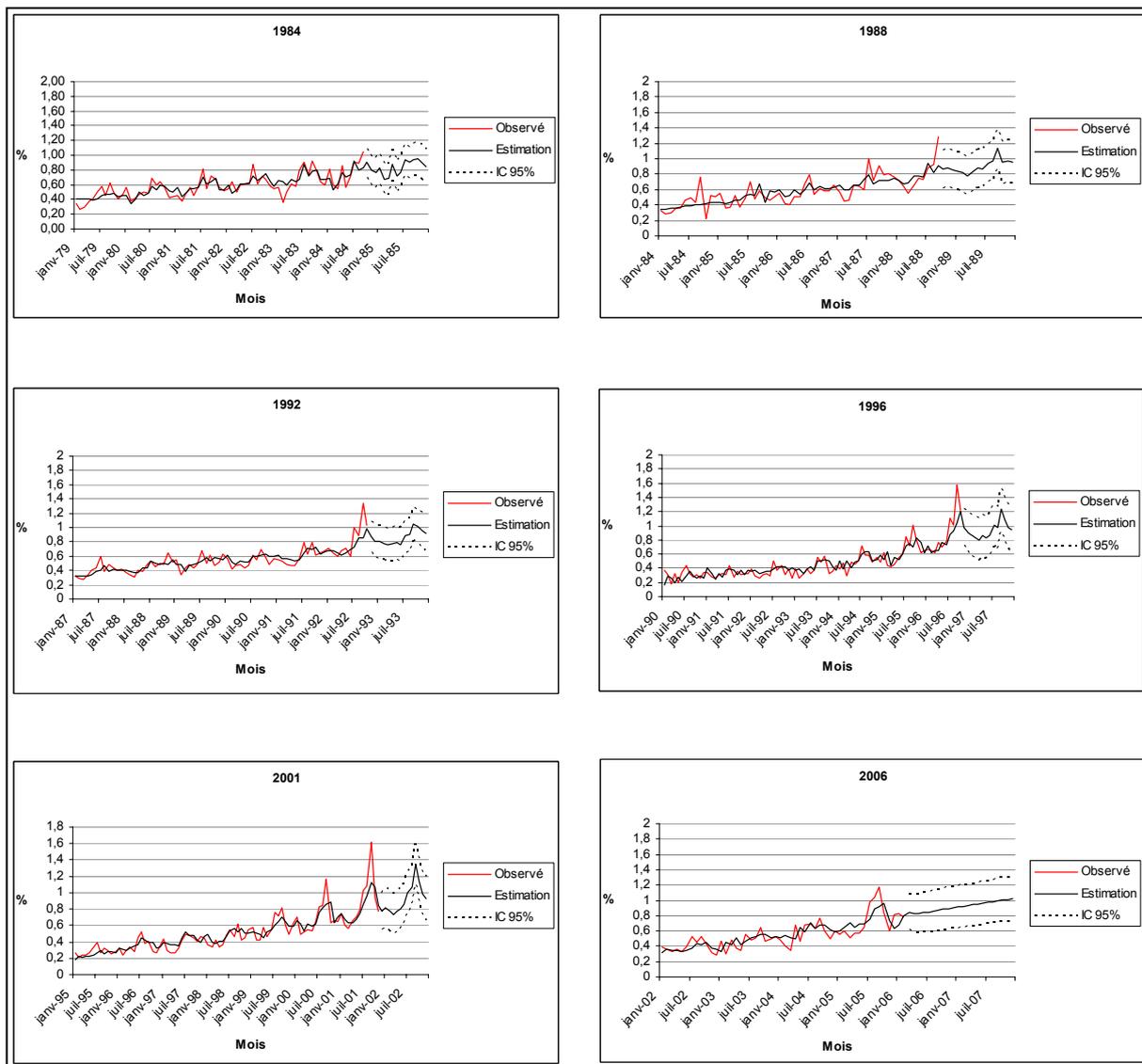


Source : Enquêtes Logement de 1984 à 2006

Champ : Personnes de référence

Le graphique précédent (Figure 6) expose les taux de mobilité estimés pour chaque année d'enquête ainsi que la prévision pour l'année suivante. Les périodes estimées sont représentées en pointillés.

**Figure 7 – Proportion mensuelle de migrants parmi les personnes de référence**



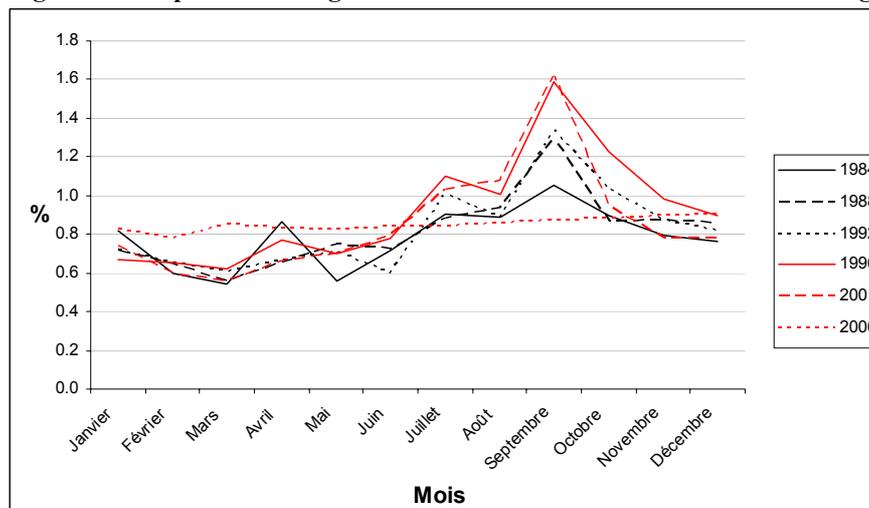
**Source :** Enquêtes Logement de 1984 à 2006  
**Champ :** Personnes de référence

Les graphiques de la figure 7 représentent le pourcentage mensuel de migrants observé et estimé pour chaque série chronologique. Nous disposons alors des taux de mobilité observés pour chaque enquête ainsi que des prévisions produites par la série chronologique. Celles-ci couvrent une période allant jusqu'à l'année suivant l'enquête. Les estimations effectuées sont accompagnées des bornes de l'intervalle de confiance à 95% (IC 95%). Les estimations des taux pour les années postérieures aux années d'enquêtes ne sont présentées qu'à titre indicatif. En effet, les résultats donnés par la procédure utilisée reposent sur les données précédentes. De ce fait, si une prévision à court terme s'appuie sur les données observées par l'enquête, une prévision à long terme, de plusieurs mois, va s'appuyer sur les données estimées des mois précédents. Les estimations pour les années suivant les années d'enquêtes dépendent donc des observations de l'année d'enquête et des prévisions de cette même année. Les prévisions obtenues pour les derniers mois d'une année suivant une année d'enquête ne reposent que faiblement sur les données d'origine et sont donc à considérer avec réserve. Le graphique suivant met en avant la tendance à l'augmentation du taux de mobilité au fil des enquêtes.

Chaque année d'enquête présente une tendance à la hausse. Cette tendance croissante est en partie le résultat du phénomène d'atténuation des années antérieures à l'enquête évoqué précédemment. Une augmentation du taux de migrants entre les enquêtes est également observable, confirmant les résultats provenant de la première méthode.

Sur la figure 8 sont représentés les taux de mobilité mensuelle observés et estimés pour les mois manquants des personnes de référence des six dernières enquêtes Logement. Cela permet d'apprécier une saisonnalité évidente de la migration. Conformément aux résultats précédents (figure 3), les mois où l'on observe les taux les plus forts de migration sont les mois de juillet, août et surtout septembre, pour des raisons évidentes de rentrée scolaire. Nous avons alors d'une part les étudiants qui quittent le domicile familial pour se rapprocher de leurs lieux d'études, l'entrée dans la vie active, les jeunes étant la classe d'âge la plus mobile. D'autre part, cette mobilité importante en septembre correspond au sentiment intuitif que les migrations des ménages s'opèrent en priorité afin de respecter le calendrier scolaire des enfants et d'éviter la perturbation d'un changement d'établissement en cours d'année scolaire. Un pic secondaire s'observe au printemps. Au contraire, les premiers mois de l'année sont ceux qui connaissent le moins de déménagements. La courbe de l'année 2006 est particulièrement stable, ce qui permet de douter du résultat pour la dernière ENL car il n'y a pas de raison qu'un brusque changement se soit opéré dans le choix mensuel des mobilités. Les vacances et le début d'un nouveau cycle scolaires constituent pour des raisons évidentes des moments privilégiés pour déménager.

**Figure 8 – Proportion de migrants mensuelle. Méthode des séries chronologiques**

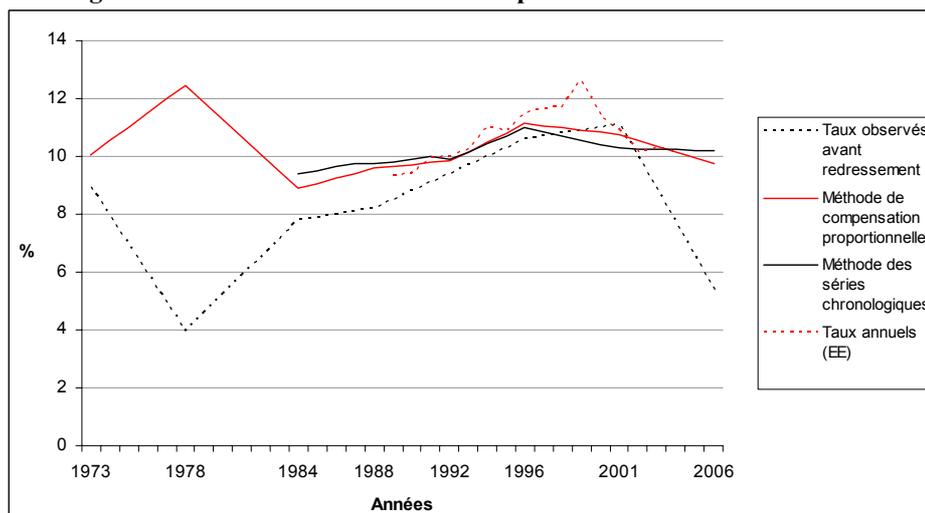


Sources : Enquêtes Logement de 1973 à 2006

Champ : Personnes de référence

Cette méthode présente comme inconvénient de ne pas conserver les mobilités recueillies pendant les mois de collecte. Celles-ci sont en effet estimées par la méthode et remplacent les taux incomplets observés. Pour l'enquête de 2006 cette limite prend plus de poids. En effet, en 2006, le mode de collecte diffère de ceux employés pour les enquêtes précédentes. Les données sont recueillies pendant les dix derniers mois de l'année. Les mobilités effectuées ces mois-ci ne sont pas prises en compte et sont estimés par la série chronologique. De ce fait, les estimations réalisées pour 2007 sont bien plus fragiles que pour les enquêtes précédentes. La comparaison de ces deux méthodes de redressement (Figure 9) montre des taux relativement proches en dehors de 2006.

**Figure 9 – Taux de mobilité annuel des personnes de référence bruts et redressés**



Sources : Enquêtes Logement de 1973 à 2006, enquêtes Emploi de 1990 à 2005

Champ : Personnes de référence

## 5. Confrontation de l'ensemble des estimations

Rappelons que le champ des estimations des enquêtes Logement et Emploi est limité aux personnes de référence ce qui surestime la mobilité par rapport au recensement dont le champ est étendu à l'ensemble de la population. De ce fait, les estimations attendues du recensement devraient se situer à -0,9% par rapport à celles des ENL ou s'approcher des évaluations des EE (Figure 5).

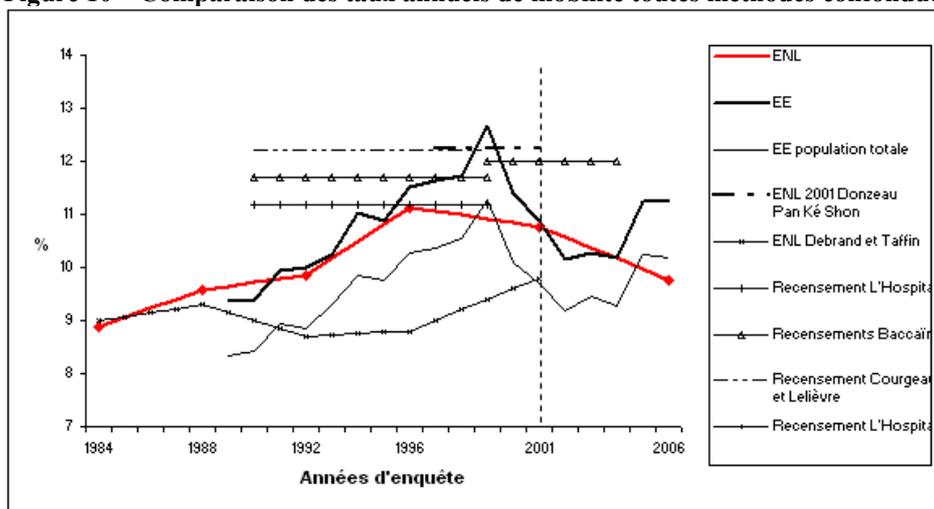
Évidemment, le modèle Migrants-migrations se révèle davantage pertinent lorsque la période d'estimation est proche de celle où les coefficients ont été actualisés. Les estimations sont sensibles à la précision des coefficients et notamment aux effectifs dont disposent les sources sur lesquelles reposent les calculs. Cependant, outre des évaluations parfois éloignées des estimations directes, comme celles opérées à partir du recensement de 1999 pour le début des années 1990, les estimations ont tendance à surestimer systématiquement le niveau de la mobilité. Quant à la méthode utilisée par Debrand et Taffin, elle est à proscrire, particulièrement à cause, des résultats contre-tendancielles et des niveaux des taux de mobilité éloignés de ceux constatés à partir des EE et des ENL.

A partir de quatre sources différentes, les enquêtes Emploi, les recensements, les enquêtes Logement et le panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS<sup>11</sup>), un autre auteur suppose l'allure de la mobilité en France de 1976 à 2005 (Royer, 2007). Il parvient à une tendance proche de la nôtre en dehors des périodes 1990-1993 et 2000-2005. Globalement, l'auteur écarte les résultats issus du modèle de Daniel Courgeau à cause des incertitudes liées aux coefficients, ceux provenant des enquêtes Logement à cause de la limitation aux ménages permanents pour s'appuyer sur l'enquête Emploi et surtout sur le panel des DADS. Mais le panel des DADS a plusieurs inconvénients. Il se limite aux actifs du privé et à une plage d'âge où les gens sont non seulement des actifs occupés (ce qui exclut les chômeurs), plus souvent des hommes mais aussi représentés dans une période où les événements occasionnant des mobilités sont plus nombreux (20-49 ans). Ce qui conduit à surestimer les taux de mobilité (Royer, 2007, p. 6) et à faire dépendre par la nature des observations, activité et mobilité. D'où on peut déduire, qu'un impact plus fort sur la mobilité s'observe dans les périodes de reprise ou de ralentissement de l'emploi. Ce qui l'amène à conclure que la mobilité est liée au chômage dans un raisonnement devenu circulaire.

---

<sup>11</sup> Ces déclarations sont remplies annuellement par les entreprises pour l'administration financière française. Elles concernent les salariés du privé et où figurent notamment le numéro d'immatriculation des individus, l'adresse, les heures travaillées et la rémunération.

**Figure 10 – Comparaison des taux annuels de mobilité toutes méthodes confondues**



Source : Enquêtes Logement de 1984 à 2006 ; Enquêtes Emploi de 1990 à 2006 ; Recensement de la Population 1999.

Champ : Personnes de référence pour les enquêtes Logement y. c. Debrand et Taffin.

Personnes de référence et ensemble de la population de 15 ans et plus pour les enquêtes Emploi. Le modèle Migrants-migrations est appliqué sur l'ENL, le champ est limité aux personnes de référence et leur conjoint de 20 ans et plus ;

Personnes de 5 ans et plus recensement de 1999 et enquêtes annuelles de recensement 2003 et 2004 (Baccaïni) ;

Personnes de 20 ans et plus recensement 1999 (L'Hospital) ;

Recensement de 1999 (Courgeat et Lelièvre 2004).

La convergence des taux de mobilité des enquêtes Logement 1973-2006 et des enquêtes Emploi confirme leurs robustesses, en opérant auparavant la correction proposée pour les ENL. Il est également nécessaire de tenir compte de son champ restreint aux personnes de référence surestimant la mobilité de la population générale. Le niveau élevé des taux de correction nécessaires pour la nouvelle série d'ENL paraît invalider ou au moins fragiliser la méthode à partir de 2006. L'adoption du libellé de la question des EE « Où habitez-vous il y a un an ? » résoudrait ce problème à l'avenir.

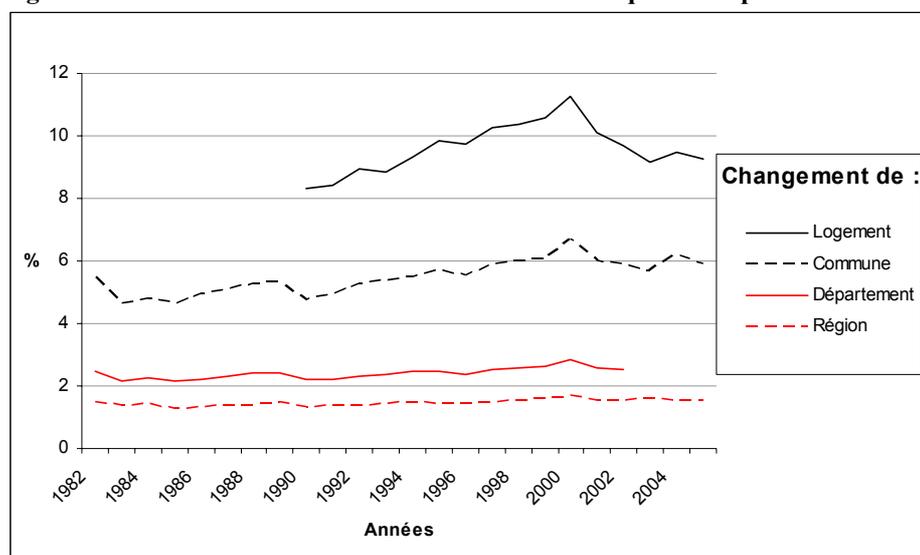
Mais dans tous les cas, l'établissement de la conjoncture annuelle de la mobilité en France métropolitaine est actuellement davantage robuste et aisée à partir des enquêtes Emploi et le sera d'autant plus dans les années à venir. Effectivement, les problèmes rencontrés par cette enquête avant les élections présidentielles de 2007 ont conduit la direction de l'Insee à envisager le doublement de l'échantillon dans les prochaines années afin d'améliorer la précision des estimations. Cependant, la mise en rapport du taux de mobilité avec les nombreux indicateurs de logement et de caractéristiques des habitants conserve un fort intérêt pour une méthode de calcul de la mobilité à partir des enquêtes Logement.

## 6. Résultats

Si on écarte 1978 à cause du doute introduit par son haut niveau de correction, la mobilité résidentielle a baissé entre les points 1973 et 1984 pour atteindre un pic à la toute fin des années 1990 et retomber chaotiquement ensuite (Figure 5). Les variations de niveau entre 1973 et 2006 ne s'interprètent pas directement comme la conséquence d'un phénomène

unique comme, par exemple, la montée du chômage ou la plus ou moins grande fluidité du marché du logement. Car nombre de paramètres se sont modifiés pendant les trente-trois dernières années. Ainsi, la structure de la population s'est profondément modifiée avec l'arrivée à l'âge adulte en début de période des baby-boomers, le vieillissement de la population au cours du temps, la conjoncture de l'emploi actuellement plus défavorable, la progression du nombre des étudiants mais aussi des chômeurs, une forte construction de logements neufs (Bonvalet et Brun, 2002), l'évolution du marché du logement comme des comportements individuels, etc. De fait, le niveau annuel de la mobilité cristallise ce faisceau de causes aux effets parfois contradictoires et une explication univalente serait fautive.

**Figure 11 – Évolution des taux de mobilité selon les enquêtes Emploi**



Source : Enquêtes Emploi de 1990 à 2006.

Champ : Ensemble de la population de 15 ans et plus.

Note : Les informations manquent pour les changements de départements après 2002 et pour les changements de logements avant 1990.

Les évolutions sur les vingt-cinq dernières années tirées des enquêtes Emploi montrent que les taux de changements de région et de département paraissent avoir évolué avec moins d'amplitude que ceux provenant des changements de logement ou de commune. Ce constat suggère *a priori* que les années qui ont succédé aux Trente glorieuses et notamment celles de la prise de conscience d'un chômage de masse durable du début des années 1980 ont amené à une plus forte mobilité résidentielle professionnelle. Bien qu'il soit toujours possible qu'au sein de ces mobilités plus modérées se cachent en réalité des modifications de nature plus profonde. Ainsi, par exemple, les jeunes sont de plus en plus mobiles à l'inverse de leurs aînés qui s'enracinent davantage (Laferrère, 2007). L'attrait du littoral de l'ouest et du sud se poursuit (Baccaïni, 2001b, 2005, 2007 ; Degorre, 2007). Les causes sont là encore complexes à démêler entre les évolutions comportementales et celles provenant des modifications des contraintes économiques. Cependant, la progression de la mobilité est principalement due aux mobilités de proximité, qu'elles viennent de changements de commune ou de logement. En ce sens, elles semblent

davantage dépendre des modifications liées à l'individualisation de la famille (épisodes de vie solitaire, ruptures, recompositions familiales) que des mobilités professionnelles ou des bi-localisations des retraités.

## 7. Raison principale du dernier déménagement

A titre d'illustration des propos précédents, il est possible grâce aux ENL d'examiner les motivations des individus ayant opéré une mobilité résidentielle. Nous examinons ici un travail en cours dont le champ est limité aux personnes seules et aux chefs de familles monoparentales. Les motivations sont bien différentes et fréquemment liées aux situations et événements familiaux.

	Célibataires	Divorcés	Veufs	Chefs de familles monoparentales	Personnes seules	Personnes de référence	Sans les personnes seules
Sinistre ou catastrophe naturelle	0,8	0,5	0,8	0,3	0,6	0,4	0,3
Changement d'environnement	1,8	3,8	7,2	3,1	2,8	4,2	5,1
Nouvel emploi, mutation, retraite	<b>14,0</b>	<b>9,4</b>	2,0	5,7	<b>10,5</b>	<b>10,9</b>	<b>11,2</b>
Rapprochement du lieu de travail, de l'école	<b>21,2</b>	1,6	0,0	2,5	12,6	7,7	4,5
Rapprochement de la famille, des amis, retour dans la région d'origine	1,7	4,3	<b>19,2</b>	2,9	3,9	2,9	2,3
Fonder un foyer	1,0	0,8	0,3	1,1	0,9	<b>10,2</b>	16,2
Divorce, veuvage, séparation	6,3	<b>31,5</b>	<b>13,5</b>	<b>34,2</b>	<b>16,2</b>	7,6	2,1
Départ de chez les parents	<b>19,6</b>	1,8	1,9	4,8	<b>12,3</b>	6,2	2,3
Le voisinage ne convenait pas	3,9	6,7	5,3	5,1	4,7	4,2	3,9
Logement de meilleure qualité	7,1	7,8	<b>10,5</b>	5,8	7,3	7,8	8,1
Logement plus grand	7,1	5,7	1,9	<b>14,9</b>	8,1	<b>12,6</b>	<b>15,5</b>
Etait locataire et souhaitait devenir propriétaire ou le contraire	4,9	8,0	2,8	6,9	5,6	<b>14,0</b>	<b>19,4</b>
Voulait un loyer plus bas ou une maison moins chère à entretenir	3,4	7,5	7,5	6,3	5,0	3,7	2,8
Autre	7,2	10,6	27,1	6,4	9,5	7,6	6,3
Effectifs de répondants	1918	472	327	765	3525	9647	6122

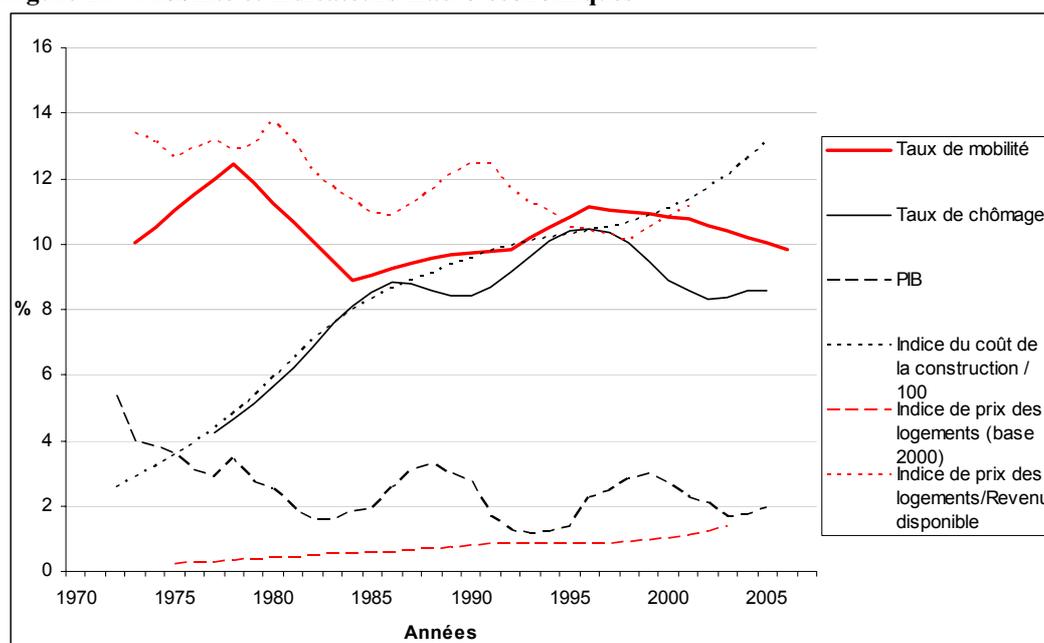
Source : Enquête Logement 2001

Champs : Personnes de référence ayant effectué une migration depuis le 1<sup>er</sup> décembre 1997.

Les célibataires poursuivent majoritairement un but professionnel tel que se rapprocher du lieu d'études ou d'un nouveau travail : 35,2% des migrants citent cette raison en raison principale, ou prennent leur indépendance en quittant le domicile parental pour 19,6% (Tableau 5). De façon évidente, pour les divorcés et les chefs de familles monoparentales, la principale raison d'un changement de logement vient de la rupture pour plus de 30% d'entre eux. Les chefs de familles monoparentales sont 14,9 % à rechercher un logement plus grand. Pour les divorcés, la seconde raison la plus invoquée est d'ordre professionnel, citée par 9,4% des migrants. Enfin, 19,2% des veufs cherchent en premier lieu à se rapprocher de leur famille ou de leur région d'origine. Quoiqu'il en soit, les motivations de migration sont très nombreuses même selon la situation familiale d'une personne. D'autres facteurs entrent en jeu, tels que la situation socioéconomique favorisant ou handicapant la mobilité.

Aux fins d'illustration, différents indicateurs économiques sont représentés au regard de la mobilité depuis le début des années 1970 : le produit intérieur brut, l'indice des prix des logements rapporté au revenu disponible des ménages et le coût à la construction. La mobilité résidentielle est estimée à partir des enquêtes Logement (figure 12).

**Figure 12 – Mobilité et indicateurs macro-économiques**



Source : Enquêtes Logement de 1973 à 2006

Insee ; Friggit, 2009.

Champs : Personnes de référence

## Conclusion

À l'issue de ce travail, deux méthodes simples d'estimation de la mobilité résidentielle annuelle sont fournies à partir des enquêtes Logement. Néanmoins, l'estimation directe à partir des enquêtes Emploi semble préférable. L'utilisation du modèle Migrants-migrations devient moins nécessaire dans le calcul de la mobilité annuelle mais devrait

néanmoins conserver sa pertinence sur des sous-populations moins nombreuses grâce au recensement rénové. La nature particulière du recensement rénové (agrégation de cinq enquêtes annuelles de recensement), du fait de l'abandon de l'exhaustivité et surtout de la simultanéité des informations (Pan Ké Shon, 2007) devrait conduire à reporter les efforts d'évaluation principalement sur l'enquête annuelle de recensement. Le modèle de Daniel Courgeau conservera son utilité tant que la question permettant de mesurer la mobilité portera sur une durée de cinq ans, en tenant compte auparavant des critiques émises par Jean-François Royer (2007). L'adoption du libellé « Où habitez-vous il y a un an ? » pour les ENL et surtout pour les enquêtes annuelles de recensement permettrait enfin de doter la statistique française d'un indicateur fiable de la mobilité annuelle et d'autoriser des investigations robustes selon les sous-populations d'intérêt.

Ce travail retrace l'évolution de la mobilité résidentielle annuelle française de la fin des Trente glorieuses à 2006. L'alternance des périodes de progression et de baisse de la mobilité n'est pas explicable aisément. Une interprétation fiable demanderait à la mobilisation de nombreuses données afin de départager ce qui revient aux modifications de structure de la population, de la conjoncture sociale et économique (nature des emplois, chômage, part du coût de l'habitat dans les revenus disponibles des ménages), et des modifications des comportements (attrait du littoral et du climat et surtout l'individualisation de la famille) ou des phénomènes de périurbanisation. Pour cela, les enquêtes Logement demeurent une source précieuse. Elles le seraient d'autant plus si elles autorisaient une modélisation adéquate des mobilités afin d'isoler les causes et leurs contributions respectives. Cela nécessite des informations à la fois antérieures et proches de la migration, éléments encore actuellement trop partiels.

Enfin, il n'est pas aisé d'interpréter qualitativement un haut niveau de mobilité, comme, par exemple, un signe de vitalité de l'économie qui inciterait les actifs à suivre les emplois là où ils se trouvent. Car, en dehors des coûts en termes de bien-être liés à la séparation d'une partie du réseau relationnel, cette séparation peut contribuer à la fragilisation des salariés en cas de chômage. Effectivement, les membres du réseau sont particulièrement efficaces dans l'obtention d'un emploi, surtout en période de crise. Les nombreuses mobilités liées au cycle de vie ne peuvent pas plus s'interpréter comme un progrès ou à l'inverse comme une régression. Elles sont davantage le reflet des modifications sociétales en cours et qui en ce sens agissent comme un révélateur des discrètes transformations qui y sont à l'œuvre.

## Bibliographie

- Baccaïni B., Courgeau D. et Desplanques G., 1993, « Les migrations internes en France de 1982 à 1990 », *Population*, n° 6.
- Baccaïni B., 2001a, « Les migrations en France entre 1990 et 1999, les régions de l'Ouest de plus en plus attractives », *Insee Première*, n° 758.
- Baccaïni B., 2001b, « Les migrations internes en France de 1990 à 1999 : l'appel de l'Ouest », *Economie et statistique*, n° 344 p. 39-79.
- Baccaïni B., 2005, « Enquêtes annuelles de recensement : résultats de la collecte 2004, des changements de région de plus en plus fréquents qui bénéficient aux régions du sud et de l'ouest », *Insee Première*, n°1028.
- Baccaïni B., 2007, « Les flux migratoires interrégionaux en France depuis 50 ans », *Population*, 62, p. 143-160.
- Bonvalet C. et Brun J., 2002, « État des lieux des recherches sur la mobilité résidentielle en France », in Lévy J.-P. et Dureau F., *L'Accès à la ville. Les mobilités spatiales en questions*, L'Harmattan, p. 15-64.
- Courgeau D., 1973, « Migrants et migration », *Population*, n° 1, p. 95-129.
- Courgeau D., 1986, « Utilisation des données de l'enquête emploi sur les migrations annuelles en France », *Rapport à la Délégation à l'Aménagement du Territoire et à l'Action Régionale*, Paris, 91 p.
- Courgeau D., 1988, « Méthodes de mesure de la mobilité spatiale », *Editions de l'INED*.
- Courgeau D. et Lelièvre É., 2004, « Estimation des migrations internes de la période 1990-1999 et comparaison avec celles des périodes antérieures », *Population*, 59, p. 797-804.
- Debrand T. et Taffin C., 2005, « Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans », *Economie et statistique*, n° 381-382, p. 125-146.
- Degorre A., 2007, « Enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2006, les départements du Sud et du littoral atlantique gagnants au jeu des migrations internes », *Insee Première*, n° 1116.
- Friggit J., (2009), Graphiques sur longues périodes, <http://www.edef.org/statistiques/index.htm>
- Goux D., 2003, « Une histoire de l'Enquête Emploi », *Economie et statistique*, n° 362 p. 41-57.
- L'Hospital F., 2001, « Les migrations internes en France, estimation du modèle « Migrants-migration » de Daniel Courgeau », *INSEE*.
- Laferrère A., 2007, « Les seniors de moins en moins mobiles, les jeunes toujours plus mobiles : l'évolution de la mobilité résidentielle est-elle paradoxale ? », *Revue de l'Institut d'Économie Publique*, n° 20(1), Marseille, p. 37-87.
- Pan Ké Shon J.-L., 2007, « Le nouveau recensement et son impact sur l'étude des mobilités », *Population*, 62(1), pp. 117-138.
- Royer J.-F., 2007, « Quatre observations sur la mobilité résidentielle en France métropolitaine », *document de travail du CREST*, n°2007-10, INSEE.

# Documents de Travail

---

Ces fascicules vous seront adressés sur simple demande à l'auteur :  
Institut national d'études démographiques, 133, bd Davout, 75980 PARIS Cedex 20  
Tél : (33) 01 56 06 20 86 Fax : (33) 01 56 06 21 99

---

- N° 159. – Nathalie Donzeau et Jean-Louis PAN KÉ SHON, *La mobilité résidentielle depuis la fin des Trente Glorieuses*, 2009, 34 p.
- N° 158. – Olivier THÉVENON, *The costs of raising children and the effectiveness of policies to support parenthood in European countries: a Literature Review 2009*, 612 p.
- N° 157. – Jean-Louis PAN KÉ SHON, *L'émergence du sentiment d'insécurité en quartiers défavorisés. Dépassement du seuil de tolérance... aux étrangers ou à la misère ?*, 2009, 20 p.
- N° 156. – Maryse Marpsat, *The Ined Research on Homelessness, 1993-2008*, 2008, 218 p.
- N° 155. – Éva BEAUJOUAN, Anne SOLAZ, *Childbearing after separation: Do second unions make up for earlier missing births? Evidence from France*, 2008, 24 p.
- N° 154. – Carole BONNET, Laurent GOBILLON, Anne LAFERRÈRE, *The effect of widowhood on housing and location choices*, 2008, 40 p.
- N° 153. – Louise MARIE DIOP-MAES, *La population ancienne de l'Afrique subsaharienne. Les éléments d'évaluation*, 2008, 20 p.
- N° 152. – *Traduction en Russe du N° 121.*
- N° 151. – P. FESTY, J. ACCARDO, D. DEMAILLY, L. PROKOFIEVA, I. KORTCHAGINA, A. SZUKIELOJC-BIENKUNSKA, L. NIVOROZHKINA, L. OVTCHAROVA, M. SEBTI, A. PATERNO, S. STROZZA, I. ELISEEVA, A. SHEVYAKOV, *Mesures, formes et facteurs de la pauvreté. Approches comparative*, 2008, 196 p.
- N° 150. –Géraldine DUTHÉ, Serge H. D. FAYE, Emmanuelle GUYAVARCH, Pascal ARDUIN, Malick A. KANTE, Aldiouma DIALLO, Raphaël LAURENT, Adama MARRA, Gilles PISON, *La détermination des causes de décès par autopsie verbale : étude de la mortalité palustre en zone rurale sénégalaise*, 2008, 42 p.
- N° 149. – Maryse MARPSAT, *Services for the Homeless in France. Description, official statistics, client recording of information. A report for the European Commission*, 2007, 84 p.
- N° 148. – Olivier THÉVENON, *L'activité féminine après l'arrivée d'enfants : disparités et évolutions en Europe à partir des enquêtes sur les Forces de travail, 1992-2005*, 2007, 56 p.
- N° 147. – Magali BARBIERI, *Population en transition. Dix communications présentées au XXV<sup>e</sup> Congrès général de la population, Tours, France, 18-23 juillet 2005*, 2007, 201 p.
- N° 146. – François CHAPIREAU, *La mortalité des malades mentaux hospitalisés en France pendant la deuxième guerre mondiale*, 2007, 36 p.
- N° 145. – Maryse MARPSAT, *Explorer les frontières. Recherches sur des catégories « en marge »*, Mémoire présenté en vue de l'habilitation à diriger des recherches en sociologie, 2007, 274 p.

- N° 144. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER et Pascal SEBILLE, Modifications to the Generations and Gender Surveys questionnaire in France (wave 1), 192 p.
- N° 143. – Ariane PAILHÉ et Anne SOLAZ, *L'enquête Familles et employeurs. Protocole d'une double enquête et bilan de collecte*, 180 p.
- N° 142. – Annie BACHELOT et Jacques de MOUZON, *Données de l'enquête « Caractéristiques des couples demandant une fécondation in vitro en France »*, 2007, 44 p.
- N° 141. – Olivia EKERT-JAFFÉ, Shoshana GROSSBARD et Rémi MOUGIN, *Economic Analysis of the Childbearing Decision*, 2007, 108 p.
- N° 140. – Véronique HERTRICH and Marie LESCLINGAND, *Transition to adulthood and gender: changes in rural Mali*
- N° 139. – Patrick SIMON et Martin CLÉMENT, *Rapport de l'enquête « Mesure de la diversité »*. Une enquête expérimentale pour caractériser l'origine, 2006, 86 p.
- N° 138. – Magali BARBIERI, Alfred NIZARD et Laurent TOULEMON, *Écart de température et mortalité en France*, 2006, 80 p.
- N° 137. – Jean-Louis PAN KÉ SHON, *Mobilités internes différentielles en quartiers sensibles et ségrégation*, 2006, 42 p.
- N° 136. – Francisco MUNOZ-PEREZ, Sophie PENNEC, avec la collaboration de Geneviève Houriet Segard, *Évolution future de la population des magistrats et perspectives de carrière, 2001-2040*, 2006, XXX + 114 p.
- N° 135. – Alexandre DJIRIKIAN et Valérie LAFLAMME, sous la direction de Maryse MARPSAT, *Les formes marginales de logement. Étude bibliographique et méthodologique de la prise en compte du logement non ordinaire*, 2006, 240 p.
- N° 134. – Catherine BONVALET et Éva LELIÈVRE, *Publications choisies autour de l'enquête « Biographies et entourage »*, 2006, 134 p.
- N° 133. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER, *Présentation, questionnaire et documentation de l'« Étude des relations familiales et intergénérationnelles » (Erfi). Version française de l'enquête « Generations and Gender Survey » (GGG)*, 2006, 238 p.
- N° 132. – Lucie BONNET et Louis BERTRAND (sous la direction de), *Mobilités, habitat et identités*, Actes de la journée d'étude « Jeunes chercheurs ». Le logement et l'habitat comme objet de recherche. Atelier 3, 2005, 92 p.
- N° 131. – Isabelle FRECHON et Catherine Villeneuve-Gokalp, *Étude sur l'adoption*, 2005, 64 p.
- N° 130. – Dominique MEURS, Ariane PAIHLÉ et Patrick SIMON, *Mobilité intergénérationnelle et persistance des inégalités. L'accès à l'emploi des immigrés et de leurs descendants en France*, 2005, 36 p.
- N° 129. – Magali MAZUY, Nicolas RAZAFINDRATSIMA, Élise de LA ROCHEBROCHARD, *Déperdition dans l'enquête « Intentions de fécondité »*, 2005, 36 p.
- N° 128. – Laure MOGUEROU et Magali BARBIERI, *Population et pauvreté en Afrique. Neuf communications présentées à la IV<sup>e</sup> Conférence africaine sur la population*, Tunis, Tunisie, 8-12 décembre 2003, 2005, 184 p.
- N° 127. – Jean-Louis PAN KÉ SHON, *Les sources de la mobilité résidentielle. Modifications intervenues sur les grandes sources de données dans l'étude des migrations*, 2005, 30 p.
- N° 126. – Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *L'impact des réformes de 1993 et de 2003 sur les retraites. Une analyse à l'aide du modèle de microsimulation Artémis*, 2005, 28 p.

- N° 125. – Kees WAALDIJK (ed), *More or less together: levels of legal consequences of marriage, cohabitation and registered partnership for different-sex and same-sex partners: a comparative study of nine European countries*, 2005, 192 p. (s'adresser à Marie DIGOIX)
- N° 124. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (eds), *Same-sex couples, same-sex partnerships, and homosexual marriages: A Focus on cross-national differentials*, 2004, 304 p.
- N° 123. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (sous la dir.), *Séminaire « Comparaisons européennes », années 2001-2002*, 2004, 220 p.
- N° 122. – Emmanuelle GUYAVARCH et Gilles PISON, *Les balbutiements de la contraception en Afrique au Sud du Sahara*, septembre 2004, 48 p.
- N° 121. – Maryse JASPARD et Stéphanie CONDON, *Genre, violences sexuelles et justice*. Actes de la journée-séminaire du 20 juin 2003, 2004, 135p.
- N° 120. – Laurent TOULEMON et Magali MAZUY, *Comment prendre en compte l'âge à l'arrivée et la durée de séjour en France dans la mesure de la fécondité des immigrants ?*, 2004, 34 p.
- N° 119. – Céline CLÉMENT et Bénédicte GASTINEAU (coord.), *Démographie et sociétés*. Colloque international « Jeunes Chercheurs », Cerpos-Université Paris X-Nanterre, 1<sup>er</sup> et 2 octobre 2002, 2003, 350 p.
- N° 118. – Monique BERTRAND, Véronique DUPONT et France GUERIN-PACE (sous la dir.), *Espaces de vie. Une revue des concepts et des applications*, 2003, 188 p.
- N° 117. – Stéphanie CONDON et Armelle ANDRO, *Questions de genre en démographie. Actes de la journée du 22 juin 2001*, 2003, 128 p.
- N° 116. – Maryse JASPARD et l'équipe Enveff, *Le questionnaire de l'enquête Enveff. Enquête nationale sur les violences envers les femmes en France*, 2003, 10 + 88 p.
- N° 115. – Zahia OUADAH-BEDIDI et Jacques VALLIN, *Disparités régionales de l'écart d'âge entre conjoints en Algérie. Évolution depuis 1966*, 2003, 32 p.
- N° 114. – Magali MAZUY, *Situations familiales et fécondité selon le milieu social. Résultats à partir de l'enquête EHF de 1999*, 2002, 60 p.
- N° 113.– Jean-Paul SARDON, *Fécondité et transition en Europe centrale et orientale*, 2002, 38 p.
- N° 112.– Thérèse LOCOH, *Deux études sur la fécondité en Afrique : 1) Structures familiales et évolutions de la fécondité dans les pays à fécondité intermédiaire d'Afrique de l'Ouest ; 2) Baisse de la fécondité et mutations familiales en Afrique sub-saharienne*, 2002, 24 p. et 30 p.
- N° 111.– Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *Individual real wages over business cycle: The impact of macroeconomic variations on individual careers and implications concerning retirement pensions*, 2002, 38 p.
- N° 110.– Recueil préparé par Amandine LEBUGLE et Jacques VALLIN, *Sur le chemin de la transition*. Onze communications présentées au XXIV<sup>e</sup> Congrès général de la population à Salvador de Bahia, Brésil, août 2001, 2002, 234 p.
- N° 109.– Éric BRIAN, Jean-Marc ROHRBASSER, Christine THÉRÉ, Jacques VÉRON (intervenants et organisateurs), *La durée de vie : histoire et calcul*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 7 février 2000, 2002, 70 p.
- N° 108.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès*, 2002, 20 p.

- N° 107.– Alexandre AVDEEV, *La mortalité infantile en Russie et en URSS: éléments pour un état des recherches*, 2002, 48 p.
- N° 106.– Isabelle ATTANÉ (organisatrice), *La Chine en transition : questions de population, questions de société*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 31 janvier et 1<sup>er</sup> février 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2002, 46 p.
- N° 105.– A. AVDEEV, J. BELLENGER, A. BLUM, P. FESTY, A. PAILHE, C. GOUSSEFF, C. LEFÈVRE, A. MONNIER, J.-C. SEBAG, J. VALLIN (intervenants et organisateurs), *La société russe depuis la perestroïka : rupture, crise ou continuité?* Séminaire de la valorisation de la recherche, 1<sup>er</sup> mars 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2001, 124 p.
- N° 104.– Jacques VÉRON, Sophie PENNEC, Jacques LÉGARÉ, Marie DIGOIX (éds), *Le contrat social à l'épreuve des changements démographiques ~ The Social Contract in the Face of Demographic Change*, Actes des 2<sup>e</sup> Rencontres Sauvy, 2001, 386 p.
- N° 103.– Gilles PISON, Alexis GABADINHO, Catherine ENEL, *Mlomp (Sénégal). Niveaux et tendances démographiques; 1985-2000*, 2001, 182 p.
- N° 102.– *La famille en AOF et la condition de la femme*. Rapport présenté au Gouverneur général de l'AOF. par Denise SAVINEAU (1938). Introduction de Pascale Barthélémy, 2001, XXII-222 p.
- N° 101.– Jean-Paul SARDON, *La fécondité dans les Balkans*, 2001, 88 p.
- N° 100.– Jean-Paul SARDON, *L'évolution récente de la fécondité en Europe du Sud*, 26 p.
- N° 99.– S. JUSTEAU, J.H. KALTENBACH, D. LAPEYRONNIE, S. ROCHÉ, J.C. SEBAG, X. THIERRY ET M. TRIBALAT (intervenants et organisateurs), *L'immigration et ses amalgames*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 24 mai 2000, 2001, 94 p.
- N° 98.– Juliette HALIFAX, *L'insertion sociale des enfants adoptés. Résultats de l'enquête « Adoption internationale et insertion sociale », 2000 (Ined – Les Amis des enfants du monde)*, 2001, 58 p.
- N° 97.– Michèle TRIBALAT, *Modéliser, pour quoi faire?*, 2001, 10 p.
- N° 96.– O. EKERT-JAFFÉ, H. LERIDON, S. PENNEC, I. THÉRY, L. TOULEMON et J.-C. SEBAG (intervenants et organisateurs), *Évolution de la structure familiale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 28 juin 2000, 2001, 110 p.
- N° 95.– A. ANDRO, A. LEBUGLE, M. LESCLINGAND, T. LOCOH, M. MOUVAGHA-SOW, Z. OUADAH-BEDIDI, J. VALLIN, C. VANDERMEERSCH, J. VÉRON, *Genre et développement. Huit communications présentées à la Chaire Quetelet 2000*, 2001, 158 p.
- N° 94.– C. BONVALET, C. CLÉMENT, D. MAISON, L. ORTALDA et T. VICHNEVSKAIA, *Réseaux de sociabilité et d'entraide au sein de la parenté : Six contributions*, 2001, 110 p.
- N° 93.– Magali MAZUY et Laurent TOULEMON, *Étude de l'histoire familiale. Premiers résultats de l'enquête en ménages*, 2001, 100 p.
- N° 92.– *Politiques sociales en France et en Russie*, INED/IPSEP, 2001, 246 p.
- N° 91.– Françoise MOREAU, *Commerce des données sur la population et libertés individuelles*, 2001, 20 p. + Annexes.
- N° 90.– Youssef COURBAGE, Sergio DELLAPERGOLA, Alain DIECKHOFF, Philippe FARGUES, Emile MALET, Elias SANBAR et Jean-Claude SEBAG (intervenants et organisateurs), *L'arrière-plan démographique de l'explosion de*

- violence en Israël-Palestine*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 30 novembre 2000, 2000, 106 p.
- N° 89.–Bénédicte GASTINEAU et Elisabete de CARVALHO (coordonné par), *Démographie: nouveaux champs, nouvelles recherches*, 2000, 380 p.
- N° 88.–Gil BELLIS, Jean-Noël BIRABEN, Marie-Hélène CAZES et Marc de BRAEKELEER (modérateur et intervenants), *Génétiq ue et populations*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 26 janvier 2000, 2000, 96 p.
- N° 87.–Jean-Marie FIRDION, Maryse MARPSAT et Gérard MAUGER (intervenants), *Étude des sans-domicile: le cas de Paris et de l'Ile-de-France*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 19 avril 2000, 2000, 90 p.
- N° 86.–François HÉRAN et Jean-Claude SEBAG (responsables modérateurs), *L'utilisation des sources administratives en démographie, sociologie et statistique sociale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 20 septembre 2000, 2000, 170 p.
- N° 85.–Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. II. Genre, population et développement*, 2000, 200 p.
- N° 84.–Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. I. Genre et population, France 2000*, 2000, 260 p.
- N° 83.–Stéphanie CONDON, Michel BOZON et Thérèse LOCOH, *Démographie, sexe et genre: bilan et perspectives*, 2000, 100 p.
- N° 82.–Olivia EKERT-JAFFE et Anne SOLAZ, *Unemployment and family formation in France*, 2000, 26 p.
- N° 81.–Jean-Marie FIRDION, *L'étude des jeunes sans domicile dans les pays occidentaux : état des lieux*, 1999, 28 p.
- N° 80.–*Age, génération et activité : vers un nouveau contrat social ? / Age, cohort and activity: A new "social contract"?*, Actes des 1<sup>ères</sup> rencontres Sauvy (s'adresser à Marie DIGOIX), 1999, 314 p.
- N° 79.–Maryse MARPSAT, *Les apports réciproques des méthodes quantitatives et qualitatives : le cas particulier des enquêtes sur les personnes sans domicile*, 1999, 24 p.
- N° 78.–*Les populations du monde, le monde des populations. La place de l'expert en sciences sociales dans le débat public*, Actes de la Table ronde pour l'inauguration de l'Ined, 1999, 54 p.
- N° 77.–Isabelle SÉGUY, Fabienne LE SAGER, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive des données informatiques*, 1999, 156 p.
- N° 76.–I. SÉGUY, H. COLENÇON et C. MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive de la partie nominative*, 1999, 120 p.
- N° 75.–Anne-Claude LE VOYER (s'adresser à H. LERIDON ), *Les processus menant au désir d'enfant en France*, 1999, 200 p.
- N° 74.–Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Le rôle des vaccinations dans la baisse de la mortalité*, 1999, 20 p.
- N° 73.–Bernard ZARCA, *Comment passer d'un échantillon de ménages à un échantillon de fratries ? Les enquêtes «Réseaux familiaux» de 1976, «Proches et parents» de 1990 et le calcul d'un coefficient de pondération*, 1999, 20 p.
- N° 72.–Catherine BONVALET, *Famille-logement. Identité statistique ou enjeu politique?* 1998, 262 p.

- N° 71.– Denise ARBONVILLE, *Normalisation de l'habitat et accès au logement. Une étude statistique de l'évolution du parc "social de fait" de 1984 à 1992*, 1998, 36 p.
- N° 70.– *Famille, activité, vieillissement : générations et solidarités*. Bibliographie préparée par le Centre de Documentation de l'Ined, 1998, 44 p.
- N° 69.– XXIII<sup>e</sup> Congrès général de la population, Beijing, Chine, 11-17 octobre 1997:  
 A) *Contribution des chercheurs de l'Ined au Congrès*, 1997, 178 p.  
 B) *Participation of Ined Researchers in the Conference*, 1997, 180 p.
- N° 68.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité aux âges élevés en France depuis 1950*, 1998, 42 p.
- N° 67.– Isabelle SEGUY, *Enquête Jean-Noël Biraben «La population de la France de 1500 à 1700». Répertoire des sources numériques*, 1998, 36 p.
- N° 66.– Alain BLUM, *I. Statistique, démographie et politique. II. Deux études sur l'histoire de la statistique et de la statistique démographique en URSS (1920-1939)*, 1998, 92 p.
- N° 65.– Annie LABOURIE-RACAPÉ et Thérèse LOCOH, *Genre et démographie : nouvelles problématiques ou effet de mode ?* 1998, 27 p.
- N° 64.– C. BONVALET, A. GOTMAN et Y. GRAFMEYER (éds), et I. Bertaux-Viame, D. Maison et L. Ortalda, *Proches et parents : l'aménagement des territoires*, 1997.
- N° 63.– Corinne BENVENISTE et Benoît RIANDEY, *Les exclus du logement : connaître et agir*, 1997, 20 p.
- N° 62.– Sylvia T. WARGON, *La démographie au Canada, 1945-1995*, 1997, 40 p.
- N° 61.– Claude RENARD, *Enquête Louis Henry. Bibliographie de l'enquête*, 1997, 82 p.
- N° 60.– H. AGHA, J.C. CHASTELAND, Y. COURBAGE, M. LADIER-FOULADI, A.H. MEHRYAR, *Famille et fécondité à Shiraz (1996)*, 1997, 60 p.
- N° 59.– Catherine BONVALET, Dominique MAISON et Laurent ORTALDA, *Analyse textuelle des entretiens «Proches et Parents»*, 1997, 32 p.
- N° 58.– B. BACCAÏNI, M. BARBIERI, S. CONDON et M. DIGOIX (éds), *Questions de population. Actes du Colloque Jeunes Chercheurs:*  
 I. *Mesures démographiques dans des petites populations*, 1997, 50 p.  
 II. *Nuptialité – fécondité – reproduction*, 1997, 120 p.  
 III. *Histoire des populations*, 1997, 90 p.  
 IV. *Économie et emploi*, 1997, 50 p.  
 V. *Vieillesse – retraite*, 1997, 66 p.  
 VI. *Famille*, 1997, 128 p.  
 VII. *Santé – mortalité*, 1997, 136 p.  
 VIII. *Population et espace*, 1997, 120 p.  
 IX. *Migration – intégration*, 1997, 96 p.
- N° 57.– Isabelle SÉGUY et Corinne MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive non nominative*, 1997, 106 p.
- N° 56.– Máire Ní BHROLCHÁIN and Laurent TOULEMON, *Exploratory analysis of demographic data using graphical methods*, 1996, 50 p.
- N° 55.– Laurent TOULEMON et Catherine de GUIBERT-LANTOINE, *Enquêtes sur la fécondité et la famille dans les pays de l'Europe (régions ECE des Nations unies). Résultats de l'enquête française*, 1996, 84 p.

- N° 54.– G. BALLAND, G. BELLIS, M. DE BRAEKELEER, F. DEPOID, M. LEFEBVRE, I. SEGUY, *Généalogies et reconstitutions de familles. Analyse des besoins*, 1996, 44 p.
- N° 53.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Comment suivre l'évolution de la mortalité par cause malgré les discontinuités de la statistique ? Le cas de la France de 1925 à 1993*, 1996, 46p .
- N° 52.– Catherine BONVALET et Eva LELIÈVRE, *La notion d'entourage, un outil pour l'analyse de l'évolution des réseaux individuels*, 1996, 18 p.
- N° 51.– Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *La mortalité a-t-elle vraiment augmenté brutalement entre 1991 et 1995?*, 1996, 80 p.
- N° 50.– France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV, Véronique HERTRICH et Jacques VALLIN, *Tendances récentes de la mortalité par cause en Russie, 1965-1993*, 1995, 70 p.  
Avec, en supplément, 1 volume d'Annexes de 384 p.
- N° 49.– Jacques VALLIN, *Espérance de vie : quelle quantité pour quelle qualité de vie ?*, 1995, 24 p.
- N° 48.– François HÉRAN, *Figures et légendes de la parenté:*  
I. *Variations sur les figures élémentaires*, 1995, 114 p.  
II. *La modélisation de l'écart d'âge et la relation groupe/individu*, 1995, 84 p.  
III. *Trois études de cas sur l'écart d'âge: Touaregs, Alyawara, Warlpiri*, 1995, 102 p.  
IV. *Le roulement des alliances*, 1995, 60 p.  
V. *Petite géométrie fractale de la parenté*, 1995, 42 p.  
VI. *Arbor juris. Logique des figures de parenté au Moyen Age*, 1996, 62 p.  
VII. *De Granet à Lévi-Strauss*, 1996, 162 p.  
VIII. *Les vies parallèles. Une analyse de la co-alliance chez les Etoro de Nouvelle-Guinée*, 1996, 80 p.  
IX. *Ambrym ou l'énigme de la symétrie oblique : histoire d'une controverse*, 1996, 136 p.
- N° 47.– Olivia EKERT-JAFFÉ, Denise ARBONVILLE et Jérôme WITTEWER, *Ce que coûtent les jeunes de 18 à 25 ans*, 1995, 122 p.
- N° 46.– Laurent TOULEMON, *Régression logistique et régression sur les risques. Deux supports de cours*, 1995, 56 p.
- N° 45.– Graziella CASELLI, France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Le triomphe de la médecine. Évolution de la mortalité en Europe depuis le début de siècle*, 1995, 60 p.
- N° 44.– Magali BARBIERI, Alain BLUM, Elena DOLGIKH, Amon ERGASHEV, *La transition de fécondité en Ouzbékistan*, 1994, 76 p.
- N° 43.– Marc De BRAEKELEER et Gil BELLIS, *Généalogies et reconstitutions de familles en génétique humaine*, 1994, 66 p.
- N° 42.– Serge ADAMETS, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *Disparités et variabilités des catastrophes démographiques en URSS*, 1994, 100 p.
- N° 41.– Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Irina TROITSKAJA, *L'avortement et la contraception en Russie et dans l'ex-URSS : histoire et présent*, 1993, 74 p.
- N° 40.– Gilles PISON et Annabel DESGREES DU LOU, *Bandafassi (Sénégal) : niveaux et tendances démographiques 1971-1991*, 1993, 40 p.
- N° 39.– Michel Louis LÉVY, *La dynamique des populations humaines*, 1993, 20 p.

- N° 38.– Alain BLUM, *Systèmes démographiques soviétiques*, 1992, 14 + X p.
- N° 37.– Emmanuel LAGARDE, Gilles PISON, Bernard LE GUENNO, Catherine ENEL et Cheikh SECK, *Les facteurs de risque de l'infection à VIH2 dans une région rurale du Sénégal*, 1992, 72 p.
- N° 36.– Annabel DESGREES DU LOU et Gilles PISON, *Les obstacles à la vaccination universelle des enfants des pays en développement. Une étude de cas en zone rurale au Sénégal*, 1992, 26 p.
- N° 35.– France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV et Jacques VALLIN, *La mortalité par causes en URSS de 1970 à 1987 : reconstruction de séries statistiques cohérentes*, 1992, 36 p.
- N° 34.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité par cancer et par maladies cardio-vasculaires en Europe depuis 1950*, 1992, 48 p.
- N° 33.– Didier BLANCHET, *Viellissement et perspectives des retraites : analyses démographiques*, 1991, 120 p.
- N° 32.– Noël BONNEUIL, *Démographie de la nuptialité au XIX<sup>e</sup> siècle*, 1990, 32 p.
- N° 31.– Jean-Paul SARDON, *L'évolution de la fécondité en France depuis un demi-siècle*, 1990, 102 p.
- N° 30.– Benoît RIANDEY, *Répertoire des enquêtes démographiques : bilan pour la France métropolitaine*, 1989, 24 p.
- N° 29.– Thérèse LOCOH, *Changement social et situations matrimoniales : les nouvelles formes d'union à Lomé*, 1989, 44 p.
- N° 28.– Catherine ENEL, Gilles PISON, et Monique LEFEBVRE, *Migrations et évolution de la nuptialité. L'exemple d'un village joola du sud du Sénégal, Mlomp*, 1989, 26 p.  
(Sénégal) depuis 50 ans, 1<sup>ère</sup> édition : 1989, 36 p. ; 2<sup>ème</sup> édition revue et augmentée : 1990, 48 p.
- N° 27.– Nicolas BROUARD, *L'extinction des noms de famille en France : une approche*, 1989, 22 p.
- N° 26.– Gilles PISON, Monique LEFEBVRE, Catherine ENEL et Jean-François TRAPE, *L'influence des changements sanitaires sur l'évolution de la mortalité : le cas de Mlomp*, 1989, 36 p.
- N° 25.– Alain BLUM et Philippe FARGUES, *Estimation de la mortalité maternelle dans les pays à données incomplètes. Une application à Bamako (1974-1985) et à d'autres pays en développement*, 1989, 36 p.
- N° 24.– Jacques VALLIN et Graziella CASELLI, *Mortalité et vieillissement de la population*, 1989, 30 p.
- N° 23.– Georges TAPINOS, Didier BLANCHET et Olivia EKERT-JAFFÉ, *Population et demande de changements démographiques, demande et structure de consommation*, 1989, 46 p.
- N° 22.– Benoît RIANDEY, *Un échantillon probabiliste de A à Z : l'exemple de l'enquête Peuplement et dépeuplement de Paris. INED (1986)*, 1989, 12 p.
- N° 21.– Noël BONNEUIL et Philippe FARGUES, *Prévoir les « caprices » de la mortalité. Chronique des causes de décès à Bamako de 1964 à 1985*, 1989, 44 p.
- N° 20.– France MESLÉ, *Morbidité et causes de décès chez les personnes âgées*, 1988, 18 p.
- N° 19.– Henri LERIDON, *Analyse des biographies matrimoniales dans l'enquête sur les situations familiales*, 1988, 64 p.

- N° 18.– Jacques VALLIN, *La mortalité en Europe de 1720 à 1914 : tendances à long terme et changements de structure par âge et par sexe*, 1988, 40 p.
- N° 17.– Jacques VALLIN, *Évolution sociale et baisse de la mortalité : conquête ou reconquête d'un avantage féminin ?*, 1988, 36 p.
- N° 16.– Gérard CALOT et Graziella CASELLI, *La mortalité en Chine d'après le recensement de 1982:*  
*I.– Analyse selon le sexe et l'âge au niveau national et provincial*, 1988, 72 p.  
*II.– Tables de mortalité par province*, 1988, 112 p.
- N° 15.– Peter AABY (s'adresser à J. VALLIN), *Le surpeuplement, un facteur déterminant de la mortalité par rougeole en Afrique*, 1987, 52 p.
- N° 14.– Jacques VALLIN, *Théorie(s) de la baisse de la mortalité et situation africaine*, 1987, 44 p.
- N° 13.– Kuakivi GBENYON et Thérèse LOCOH, *Différences de mortalité selon le sexe, dans l'enfance en Afrique au Sud du Sahara*, 1987, 30 p.
- N° 12.– Philippe FARGUES, *Les saisons et la mortalité urbaine en Afrique. Les décès à Bamako de 1974 à 1985*, 1987, 38 p.
- N° 11.– Gilles PISON, *Les jumeaux en Afrique au Sud du Sahara : fréquence, statut social et mortalité*, 1987, 48 p.
- N° 10.– Philippe FARGUES, *La migration obéit-elle à la conjoncture pétrolière dans le Golfe ? L'exemple du Koweït*, 1987, 30 p.
- N° 9.– Didier BLANCHET, *Deux études sur les relations entre démographie et systèmes de retraite*, 1986, 26 p.
- N° 8.– Didier BLANCHET, *Équilibre malthusien et liaison entre croissances économique et démographique dans les pays en développement : un modèle*, 1986, 20 p.
- N° 7.– Jacques VALLIN, France MESLÉ et Alfred NIZARD, *Reclassement des rubriques de la 8ème révision de la Classification internationale des maladies selon l'étiologie et l'anatomie*, 1986, 56 p.
- N° 6.– Philippe FARGUES, *Un apport potentiel des formations sanitaires pour mesurer la mortalité dans l'enfance en Afrique*, 1986, 34 p.
- N° 5.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Les causes de décès en France de 1925 à 1978*, 1986, 36 p.
- N° 4.– Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, J. VAUPEL et A. YASHIN, *L'évolution de la structure par âge de la mortalité en Italie et en France depuis 1900*, 1986, 28 p.
- N° 3.– Paul PAILLAT, *Le vécu du vieillissement en 1979*, 1981, 114 p.
- N° 2.– Claude LÉVY, *Aspects socio-politiques et démographiques de la planification familiale en France, en Hongrie et en Roumanie*, 1977, 248 p.
- N° 1.– Georges TAPINOS, *Les méthodes d'analyse en démographie économique*, 1976, 288 p.