

CHAPITRE 3

Mémoire et migration

● Daniel COURGEAU

Les événements de la vie familiale, tels que le mariage ou les naissances d'enfants, sont en permanence remémorés par des anniversaires, qui rappellent régulièrement la durée écoulée depuis leur arrivée. En revanche d'autres événements, tels que les migrations ou les changements professionnels, font beaucoup plus rarement l'objet de telles commémorations. Leur souvenir risque dès lors de se perdre dans un temps d'autant plus imprécis qu'ils deviennent plus anciens.

L'appel à la mémoire dans les enquêtes biographiques rétrospectives risque donc d'amener des réponses plus précises sur la vie familiale que sur les expériences migratoires. Cela peut introduire des biais importants dans les analyses réalisées à partir de ces enquêtes, qui invalideraient l'utilisation de données rétrospectives. On devrait alors se reporter sur les enquêtes prospectives qui vont recueillir les divers événements au fur et à mesure qu'ils se produisent. Mais ce mode de recueil, théoriquement le plus satisfaisant pour la qualité des données recueillies, présente cependant de graves inconvénients. Ainsi, les délais pour obtenir une observation qui éviterait de trop nombreuses durées tronquées et qui fournirait une vue suffisamment remplie de la biographie d'un individu seraient supérieurs à dix, voire à vingt années. C'est un délai bien long pour le chercheur qui désire vérifier un certain nombre d'hypothèses. D'autre part, le suivi d'un même individu sur une si longue période entraîne des pertes, souvent importantes, dans l'échantillon : individus ayant migré sans laisser d'adresse, individus lassés de répondre aux mêmes questions... Ces sorties d'échantillon touchent une population sans aucun doute particulière qui va biaiser l'échantillon.

Il est dès lors utile de voir plus en détail si les biais introduits par une enquête rétrospective affectent réellement le résultat des analyses faites sur un tel échantillon. Nous avons déjà réalisé un premier test en Belgique, comparant les réponses à une enquête sur la biographie familiale et migratoire aux données de registres de population (D. Courgeau, 1985, b; J. Duchêne, 1985). Malheureusement, ce test ne portait que sur cinquante couples et ne permettait pas de conclusions précises.

C'est la raison pour laquelle nous avons décidé de réaliser cette enquête sur un échantillon plus important⁽¹⁾. Nous présentons rapidement ici la façon de réaliser cette enquête ainsi que quelques résultats succincts sur la qualité des données⁽²⁾, notre objectif étant ici d'analyser à l'aide de méthodes paramétriques et semi-paramétriques ces données et de montrer l'effet des déclarations erronées sur ces analyses.

I. – Réalisation de l'enquête et précision des diverses sources

Cette enquête a été réalisée en plusieurs phases qui permettent d'utiliser quatre fichiers différents, portant les mêmes informations fournies par diverses sources.

En premier lieu, il y a deux interviews simultanées, mais faites en des lieux différents, des deux conjoints⁽³⁾, réalisées sans possibilité de recours à des documents permettant de préciser certains lieux ou dates. On peut penser que cette information est la moins précise que l'on puisse obtenir à l'aide d'enquêtes rétrospectives. Cependant, elle permet de mettre en évidence des différences entre hommes et femmes, qui sont loin d'être négligeables.

Dans un deuxième temps, les enquêteurs réunissent les deux conjoints et leur demandent de se mettre d'accord sur les divergences qui apparaissent entre les deux interviews, avec la possibilité, cette fois-ci, d'utiliser tous les documents en leur possession (livret de famille, quittances de loyer, titres de propriété, etc.). Cette nouvelle version du questionnaire est assez proche de ce que nous avons obtenu avec l'enquête « Triple Biographie » en France, où nous avons laissé l'accès à tous les documents, et recommandé la présence du conjoint lors de l'interview.

Enfin, dans un dernier temps, de façon totalement indépendante, on a recueilli dans les registres de population belges toutes les informations qu'ils contenaient sur les personnes enquêtées. Bien entendu, ces registres peuvent laisser de côté des informations importantes sur le déroulement de la vie des personnes et ne pas permettre une analyse pertinente des histoires de vie (J. Hoem, 1985, p. 276). En revanche, on peut penser que les dates qu'ils saisissent sont, en général, plus précises que celles données rétrospectivement par les enquêtés. Nous ne privilégierons pas cependant cette source par rapport aux autres dans cette étude. En fait, nous pensons pouvoir, après l'analyse des résultats fournis par les quatre sources, donner une synthèse, la plus vraisemblable possible, de l'histoire de vie du ménage interrogé.

(1) Enquête réalisée conjointement par l'INED (D. Courgeau, B. Riandey) et l'UCL (M. Poulain).

(2) L'exploitation par B. Riandey et M. Poulain qui devait fournir ces résultats n'est pas encore réalisée au moment où nous rédigeons cet article.

(3) L'enquête n'ayant pas à être représentative, nous avons choisi de n'interroger que les ménages dont les deux conjoints sont présents lors de l'enquête.

Une telle enquête portait sur 450 ménages⁽⁴⁾ dont l'un des conjoints est né entre 1934 et 1944. Les résultats détaillés sur la qualité des données doivent être donnés dans les communications de M. Poulain et B. Riandey⁽²⁾. Nous ne présenterons succinctement ici que les résultats obtenus lors de la première enquête. (J. Duchêne, 1985).

Les tableaux 1 et 2 portent la répartition des événements démographiques selon la différence de millésime entre les dates déclarées par les deux conjoints (tableau 1) et celles déclarées à l'enquête comparées à celles déclarées dans le registre de population (tableau 2). Ces deux tableaux sont, en fait, très proches l'un de l'autre.

On constate d'abord que l'information donnée par les femmes est meilleure que celle donnée par les hommes, comparée aux registres de population, dans tous les domaines explorés ici, aussi bien familial que migratoire. On voit ensuite que les dates de la vie familiale (mariage, naissance de chacun des enfants) sont correctement remémorées, tant par les femmes que par les hommes, avec la différence que nous avons précédemment indiquée. En revanche, les dates de migration du ménage semblent très mal remémorées (47 % de coïncidence sur l'année pour les hommes comparées aux registres à 58 % pour les femmes), de même que les dates d'émancipation des enfants.

De telles observations jettent des doutes sérieux sur toute analyse que l'on peut tenter avec des données rétrospectives, en particulier pour l'analyse des migrations. Cependant, ces erreurs semblent jouer seulement sur l'année précise de l'événement. En prenant un intervalle de plus ou moins un an autour du millésime donné par le registre, les coïncidences montent à 73 % pour les hommes et 87 % pour les femmes, lorsque l'on travaille sur les migrations du ménage. On peut également penser que ces erreurs sur la datation exacte des événements ne modifient pas l'ordre logique de ces événements qui, lui, peut être correctement remémoré. Dans ce cas, l'analyse de ces durées de séjour ne serait que légèrement modifiée par ces erreurs.

Nous allons donc examiner le résultat de telles analyses en utilisant d'abord un modèle paramétrique, puis un modèle semi-paramétrique.

II. – Analyse paramétrique des migrations

Nous envisageons ici l'analyse des durées de séjour dans les différents logements occupés par le ménage après leur mariage. Nous utilisons pour ce faire le modèle paramétrique de type Gompertz déjà présenté ailleurs (Courgeau, 1985, a). Nous opérerons en deux temps, en faisant d'abord intervenir des caractéristiques saisies tant par les enquêtes que par les registres de population. Nous ferons ensuite intervenir des caractéristiques saisies seulement par les enquêtes.

(4) Nous ne disposons, en fait, que de 444 ménages pour lesquels toute l'information est disponible. Nous avons éliminé tous les logements pour lesquels la durée de séjour était de moins de 6 mois. Cela améliore grandement la comparabilité des diverses sources.

TABLEAU 1. – RÉPARTITION DES ÉVÉNEMENTS DÉMOGRAPHIQUES SELON LA DIFFÉRENCE DE MILLÉSIME ENTRE LES DATES DÉCLARÉES PAR LES DEUX CONJOINTS

Événements		Mariage	Naissance des enfants	Émancipation des enfants	Migration du ménage
Millésime Homme < Millésime Femme	Sous-total	4	4	18	41
	- 10			1	
	- 9			-	
	- 8			-	
	- 7			-	3
	- 6			-	-
	- 5			-	3
	- 4			1	3
	- 3			-	2
	- 2	1	3	7	6
- 1	3	1	9	24	
Pas de différence		40	94	41	62
Millésime Homme > Millésime Femme	+ 1	4	7	13	18
	+ 2	2	3	4	3
	+ 3		1	1	2
	+ 4			-	1
	+ 5			1	-
	+ 6				-
	+ 7				1
	+ 8				-
	+ 9				-
	+ 10				1
Sous-total		6	11	19	26
Nombre d'observations		50	109	78	129
Écart moyen pour les événements datés différemment		0,30	0,60	- 0,22	- 0,58
<i>Source : J. Duchêne, (1985).</i>					

Nous faisons d'abord intervenir la durée écoulée entre la date de mariage (donnée par les diverses sources) et l'installation dans le nouveau logement : moins d'un an, de un à quatre ans, de cinq à neuf ans, de dix à quatorze ans, de quinze à dix-neuf ans. Le groupe de base est constitué par les individus mariés depuis vingt ans et plus au début de l'installation dans le logement. Nous faisons ensuite intervenir le nombre d'enfants nés en début de séjour, ainsi que le fait qu'au moins un enfant est émancipé en début de séjour. L'effet de la durée de séjour est supposé

TABLEAU 2. – RÉPARTITION DES ÉVÉNEMENTS DÉMOGRAPHIQUES SELON LA DIFFÉRENCE DE MILLÉSIME ENTRE LA DATE DÉCLARÉE À L'ENQUÊTE ET CELLE CONSIGNÉE DANS LE REGISTRE DE POPULATION

Événements	Mariage		Naissance des enfants		Émancipation des enfants		Migration du ménage		
	H	F	H	F	H	F	H	F	
Millésime Enquête < Millésime Registre	Sous-total	3	2	2	1	19	14	26	18
	- 17							1	
	...								
	- 14							1	1
	...								
	- 8							-	-
	- 7						1	-	-
	- 6						-	1	-
	- 5						-	1	-
	- 4					2	-	3	-
	- 3					1	1	-	1
- 2	1		1		4	3	7	3	
- 1	2	2	1	1	12	9	12	13	
Pas de différence	43	47	93	103	38	54	29	35	
Millésime Enquête > Millésime Registre	+ 1	2	1	6	-	12	8	4	4
	+ 2	2		3	2	3	3	-	2
	+ 3			1		2	1	1	1
	+ 4					-	1	-	
	+ 5					1		-	
	+ 6							-	
	+ 7							1	
	+ 8							-	
	+ 9							-	
	+ 10							1	
	Sous-total	4	1	10	2	18	13	7	7
Nombre d'observations	50	50	105	106	75	81	62	60	
Écart moyen pour les événements datés incorrectement	0,29	- 0,33	1,00	0,33	- 0,05	- 0,15	- 1,70	- 1,00	
<i>Source : J. Duchêne, (1985).</i>									

agir de façon exponentielle sur le quotient de migration. On peut dès lors écrire celui-ci sous la forme :

$$h(t; Z) = \exp(ct + Z\beta)$$

où t est la durée écoulée depuis la date d'installation dans le logement, Z les diverses caractéristiques en début d'installation, présentées plus haut, c et β des paramètres à estimer qui mesurent l'effet de ces variables sur le quotient⁽⁵⁾.

On constate en premier lieu que, quelle que soit la source de données utilisées, le nombre d'enfants nés en début de séjour et le fait qu'au moins un enfant est émancipé en début de séjour n'ont aucun effet significatif sur la durée de séjour. Ce résultat est cohérent avec ce que nous avons obtenu sur la population française (Courgeau, 1985).

Nous avons donc porté dans le tableau 3 les effets estimés des autres caractéristiques, selon les sources utilisées.

On constate d'abord une cohérence d'ensemble des divers résultats, qui vient confirmer l'hypothèse que les erreurs influent peu sur les résultats. Pour montrer plus précisément cette cohérence, nous avons porté sur le graphique 1 les effets des diverses caractéristiques, selon la source, avec un intervalle de confiance à 95 %. On constate que, quelle que soit la source, il n'est pas possible de distinguer une information d'une autre, en tenant compte de l'intervalle de confiance.

Ainsi, en dépit des erreurs importantes sur les dates d'installation dans un logement puis d'émigration, une analyse paramétrique conduit aux mêmes résultats quelle que soit la source utilisée : chaque conjoint considéré séparément, les deux conjoints pris ensemble et le registre de population. Mais, comme nous l'avons indiqué, le registre de population ne prend que peu de caractéristiques individuelles. Il est donc possible de pousser l'analyse plus loin, en laissant de côté le registre, en vue de faire intervenir de nouvelles caractéristiques.

Or, il paraît important de tenir compte du statut d'occupation du logement dans la probabilité de migrer de l'individu. Cette caractéristique, disponible seulement dans les enquêtes, permet une comparaison plus précise entre les probabilités de migrer. Nous avons porté dans le tableau 3 cet effet pris conjointement avec celui des durées de mariage.

A nouveau, le statut d'occupation du logement apparaît tout à fait significatif, quelle que soit la source utilisée, montrant une augmentation de la probabilité de migrer lorsque l'on est logé par son employeur et une forte réduction de cette probabilité lorsque l'on est propriétaire. L'effet de la durée de séjour reste également très similaire, quelle que soit la source utilisée. Cependant, nous avons porté sur le graphique 1 les effets de ces deux nouvelles caractéristiques, selon la source, avec un intervalle de confiance à 95 %. On voit que, si pour le fait d'être propriétaire les résultats ne se distinguent pas, pour le fait d'être logé par l'employeur certains résultats sont plus fortement différents selon la source.

(5) Les paramètres ont été estimés avec le programme RATE, mis au point par N. Tuma.

TABLEAU 3. - ANALYSE DE LA MOBILITE GEOGRAPHIQUE : EFFET DE LA DUREE ECOULEE DEPUIS LE MARIAGE, DE LA DUREE DE SEJOUR DONNEE EN MOIS ET DU STATUT D'OCCUPATION SUR LA PROBABILITE DE CHANGER DE LOGEMENT SELON LA SOURCE (Paramètres estimés et écarts types entre parenthèses)

Variable	Hommes (1262 séjours)		Femmes (1312 séjours)		Conjoints réunis (1316 séjours)		Registres (1193 séjours)	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Constante	- 5,411** (0,141)	- 4,834** (0,165)	- 5,344** (0,138)	- 4,757** (0,159)	- 5,392** (0,142)	- 4,669** (0,156)	- 5,495** (0,145)	
Début de séjour l'année du mariage	1,452** (0,146)	0,478** (1,149)	1,451** (0,143)	- 0,486** (0,146)	1,517** (0,147)	0,522** (0,149)	1,487** (0,152)	
Début du séjour entre 1 et 4 ans après le mariage	1,112** (0,153)	0,593** (0,158)	1,140** (0,148)	0,581** (0,149)	1,243** (0,151)	0,731** (0,152)	1,162** (0,156)	
Début de séjour entre 5 et 9 ans après le mariage	0,640** (0,164)	0,384** (0,164)	0,542** (0,162)	0,273* (0,162)	0,665** (0,164)	0,437** (0,164)	0,701** (0,165)	
Logé par l'employeur		0,484** (0,091)		0,482** (0,090)		0,319** (0,078)		
Propriétaire		- 2,429** (0,175)		- 2,343** (0,166)		- 2,541** (0,164)		
Durée de séjour	- 0,0096** (0,00065)	- 0,0048** (0,00064)	- 0,0099** (0,00064)	- 0,0051** (0,00063)	- 0,0102** (0,00065)	- 0,0056** (0,00063)	- 0,0090** (0,00064)	

* Résultat significatif au seuil de 10 %.

** Résultat significatif au seuil de 5 %.

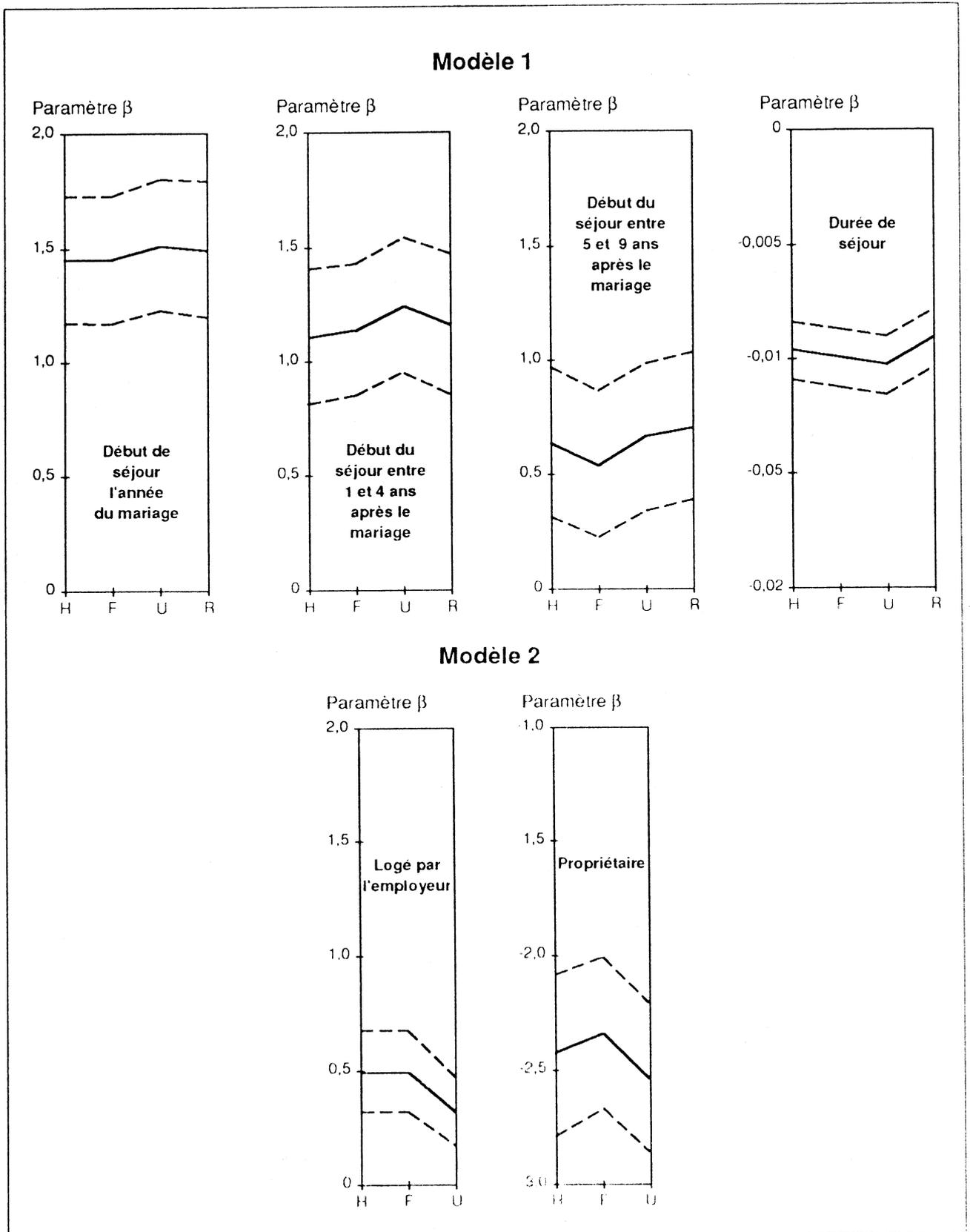


Figure 1. – Paramètres estimés et intervalles de confiance à 95 % pour les diverses caractéristiques du modèle 1 et pour les individus logés par l'employeur ou propriétaires du modèle 2 (tableau 3) selon la source utilisée (H : hommes; F : femmes; U : conjoints réunis; R : registres).

Cette première analyse nous montre donc que les erreurs importantes sur les dates de migration et sur les durées de séjour n'entraînent pas de biais aussi importants sur l'analyse des probabilités de migrer en fonction de diverses caractéristiques des enquêtés. Quelle que soit la source utilisée, les résultats sont cohérents entre eux.

II. – Analyse semi-paramétrique des liens entre première naissance et première migration

Nous allons, maintenant, considérer un cas plus complexe où l'on cherche à étudier les interactions entre deux phénomènes, l'un de la vie familiale (première naissance après le mariage), l'autre de la vie migratoire (première migration après le mariage). Nous combinons ainsi les erreurs sur les événements familiaux (mariage, naissance du premier enfant) et sur les événements migratoires.

Pour réaliser cette analyse, nous utiliserons le modèle déjà présenté de façon plus détaillée par ailleurs (Courgeau et Lelièvre, 1986). Ainsi, par exemple, le quotient de première migration après le mariage va dépendre de diverses caractéristiques de l'individu à son mariage. Mais la naissance du premier enfant, si elle survient avant cette migration, va modifier la valeur de ces diverses caractéristiques. On peut, dès lors, écrire ce quotient sous la forme suivante :

$$h(t, u) = h_0(t) \exp [Z \beta_1 + H(t - u) (\beta_0 + Z \beta_2)]$$

avec

$$H(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ 1 & \text{si } x > 0 \end{cases}$$

u est la date d'arrivée de la première naissance si elle survient avant la première migration, Z les diverses caractéristiques de l'individu au mariage, β_0 , β_1 et β_2 les paramètres estimés ici par la méthode de la vraisemblance partielle. On peut dire que $Z \beta_1$ mesure les effets des caractéristiques avant la première naissance, puis $(\beta_0 + Z \beta_2)$ mesure le changement de ces effets après la première naissance. $h_0(t)$ est un quotient sous-jacent qui s'applique à l'ensemble des individus quelle que soit leur situation.

Voyons d'abord l'effet de la première migration sur la naissance du premier enfant. Le tableau 4 porte les valeurs du paramètre β estimé lorsque la première migration intervient seule. Tous les paramètres estimés sont positifs et sont significativement différents de zéro. Cela indique une augmentation de la probabilité d'avoir son premier enfant une fois que l'on a migré.

Faisons maintenant intervenir les diverses caractéristiques de la famille mesurées par les quatre sources. Nous avons distingué ici les couples selon l'âge au

TABLEAU 4. - EFFET DE LA PREMIÈRE MIGRATION AINSI QUE DE DIVERSES CARACTERISTIQUES AU MARIAGE
SUR LA NAISSANCE DU PREMIER ENFANT (Paramètres estimés et écarts types entre parenthèses)

	Hommes (434)			Femmes (443)			Conjoints réunis (439)			Registres (395)		
	Effet principal β_1	Effet de la migration β_0	Inter-action β_2	Effet principal β_1	Effet de la migration β_0	Inter-action β_2	Effet principal β_1	Effet de la migration β_0	Inter-action β_2	Effet principal β_1	Effet de la migration β_0	Inter-action β_2
Modèle 1 : Première migration	0,291** (0,121)			0,268** (0,122)			0,274** (0,117)			0,191* (0,117)		
Modèle 2 : Première migration	0,117 (0,368)			0,247 (0,361)			0,208 (0,350)			0,313 (0,367)		
Femmes mariées avant 20 ans	0,488** (0,269)	- 0,060 (0,534)		0,941** (0,277)	- 0,678* (0,510)		1,013** (0,282)	- 0,747* (0,514)		1,166** (0,298)	- 0,881** (0,521)	
Femmes mariées à 20-21 ans	0,361** (0,218)	0,130 (0,427)		0,445** (0,222)	0,073 (0,415)		0,398** (0,226)	0,078 (0,406)		0,447** (0,241)	0,034 (0,426)	
Femmes mariées à 22-23 ans	0,370** (0,211)	0,374 (0,423)		0,440** (0,218)	0,253 (0,409)		0,430** (0,221)	0,410 (0,399)		0,632** (0,235)	- 0,014 (0,417)	
Femmes mariées à 24-26 ans	0,456** (0,210)	0,107 (0,416)		0,594** (0,212)	- 0,170 (0,413)		0,581** (0,218)	- 0,170 (0,401)		0,720** (0,233)	- 0,354 (0,419)	

* Résultat significatif au seuil de 10 %

** Résultat significatif au seuil de 5 %.

mariage des femmes, qui influe sur leur fécondité. Les femmes mariées après 26 ans fournissent le groupe témoin. Les résultats de ce deuxième modèle sont également portés au tableau 4.

Dans tous les cas, les paramètres estimés avant la migration sont positifs et toujours significatifs. Les résultats sont donc cohérents quelle que soit la source utilisée. Cependant, l'effet de l'âge au mariage de la femme est moins prononcé lorsque l'on utilise les informations données par les hommes, surtout lorsque ces femmes se sont mariées très jeunes. En revanche, les deux maximum relatifs que l'on observe pour les femmes mariées avant 20 ans, puis pour celles mariées entre 24 et 26 ans, restent toujours vérifiés quelle que soit la source utilisée.

Pour les hommes, la première migration n'introduit aucun changement dans ces résultats. Pour les femmes, les conjoints réunis et les registres, on observe que cette première migration vient effacer significativement l'avantage des femmes mariées avant 20 ans.

Voyons maintenant l'effet de la fécondité sur la mobilité. Le tableau 5 porte les valeurs du paramètre β_0 lorsque la naissance du premier enfant intervient seule. A nouveau tous les paramètres sont significativement positifs et indiquent une augmentation de la probabilité de migrer après la naissance du premier enfant. Ce résultat est cohérent avec ce que nous avons observé en France (Courgeau, 1985).

Faisons maintenant intervenir les diverses caractéristiques mesurées par les quatre sources, ici l'âge au mariage des femmes. Les résultats de ce deuxième modèle sont également portés sur le tableau 5.

Cette fois-ci, les résultats obtenus pour les hommes diffèrent de ceux donnés par les autres sources. Pour les hommes, seul l'effet mis en évidence dans le modèle 1 reste significatif, aucune des autres variables n'ayant d'effet significatif. Les autres sources sont cohérentes entre elles : avant la naissance du premier enfant, plus forte probabilité de migrer des femmes mariées avant 20 ans, qui va s'effacer après cette naissance; pour les femmes mariées à 22-23 ans, plus faible mobilité après la naissance.

Faisons enfin intervenir le statut d'occupation du logement dans un troisième modèle, toujours porté dans le tableau 5.

Le fait d'être logé chez l'employeur augmente la probabilité de migrer surtout après la naissance du premier enfant. A nouveau, l'âge au mariage n'a aucun effet lorsque l'on utilise l'information donnée par les hommes et garde l'effet du modèle 2, pour l'information donnée par les femmes.

IV. – Conclusion

Autant les résultats bruts de l'enquête montraient une très mauvaise fiabilité des données rétrospectives sur les migrations, autant les premières analyses que nous avons effectuées viennent modérer ces conclusions négatives.

TABLEAU 5. - EFFET DE LA NAISSANCE DU PREMIER ENFANT AINSI QUE DE DIVERSES CARACTÉRISTIQUES EN DÉBUT DE SÉJOUR SUR LA PREMIÈRE MIGRATION (Paramètres estimés et écarts types entre parenthèses)

	Hommes (434)			Femmes (443)			Conjoints réunis (439)			Registres (395)		
	Effet principal β_1	Effet de la naissance β_0	Inter-action β_2	Effet principal β_1	Effet de la naissance β_0	Inter-action β_2	Effet principal β_1	Effet de la naissance β_0	Inter-action β_2	Effet principal β_1	Effet de la naissance β_0	Inter-action β_2
Modèle 1 : Naissance du premier enfant		0,311** (0,128)			0,214** (0,129)			0,201* (0,131)			0,238** (0,143)	
Modèle 2 : Naissance du premier enfant		0,365** (0,181)			0,495** (0,183)			0,393** (0,183)			0,443** (0,196)	
Femmes mariées avant 20 ans	-0,034 (0,317)		-0,067 (0,409)	0,530* (0,332)		-0,764** (0,419)	0,429* (0,329)		-0,695* (0,426)	0,600** (0,299)		-0,91 (0,43)
Femme mariées à 20-21 ans	0,000 (0,211)		-0,178 (0,274)	0,151 (0,215)		-0,431* (0,272)	0,026 (0,204)		-0,250 (0,268)	-0,009 (0,213)		-0,16 (0,28)
Femmes mariées à 22-23 ans	-0,135 (0,209)		-0,020 (0,265)	0,190 (0,207)		-0,465** (0,262)	0,099 (0,199)		-0,334** (0,258)	0,194 (0,201)		-0,43 (0,27)
Modèle 3 : Naissance du premier enfant		-0,246 (0,241)			0,119 (0,248)			-0,347* (0,230)				
Femmes mariées avant 20 ans	-0,044 (0,317)		0,025 (0,410)	0,681** (0,335)		-0,859** (0,423)	0,419 (0,331)		-0,584* (0,430)			
Femmes mariées à 20-21 ans	0,019 (0,215)		-0,168 (0,275)	0,241 (0,218)		-0,433* (0,275)	0,036 (0,210)		-0,099 (0,270)			
Femmes mariées à 22-23 ans	-0,116 (0,210)		0,048 (0,267)	0,236 (0,208)		-0,508** (0,263)	0,086 (0,199)		-0,280 (0,259)			
Logée chez l'employeur	0,202 (0,174)		0,919** (0,227)	0,490** (0,182)		0,656** (0,230)	-0,074 (0,165)		1,213** (0,217)			

* Résultat significatif au seuil de 10 %.

** Résultat significatif au seuil de 5 %.

Les deux types d'analyse, paramétrique et semi-paramétrique, que nous avons faite ici permettent de nuancer ces résultats.

L'analyse paramétrique des durées de séjour dans les divers logements occupés depuis le mariage conduit à des résultats qui ne sont pas significativement différents, quelle que soit la source utilisée et les variables prises en compte. Les erreurs dans le recueil des diverses dates n'affectent en rien les résultats de cette analyse.

La seconde analyse, semi-paramétrique, portait sur l'interaction entre première naissance et première migration après le mariage. Dans l'analyse de la naissance du premier enfant où la migration jouait le rôle de phénomène perturbateur, les résultats restent encore très proches quelle que soit la source utilisée. On constate cependant un effet affaibli chez les hommes de l'âge au mariage des femmes. En revanche, dans l'analyse de la première migration, où la naissance joue le rôle de phénomène perturbateur, la mauvaise qualité des réponses données par les hommes paraît tout à fait flagrante, alors que les trois autres sources continuent de donner des résultats cohérents entre eux.

Il est dès lors utile de recommander le recueil des histoires de vie familiales et migratoires auprès des femmes, lorsque l'on a le choix d'interroger l'un des deux conjoints. La fiabilité des réponses est meilleure et conduit à des résultats cohérents avec ceux donnés par le couple ou le registre de population. Bien entendu, pour l'histoire professionnelle, d'autres considérations jouent, que nous ne pouvons tester ici, car le registre de population n'enregistre pas ces changements. L'utilisation d'autres sources est, dans ce cas, nécessaire (Bond *et al.*, 1988).

Pour terminer, nous pouvons dire que, si les erreurs sur la datation des divers événements peuvent être importantes, il semble que ces erreurs ne modifient pas ou changent peu l'ordre logique de ces événements. Cet ordre est correctement remémoré, les erreurs de datation jouant le rôle d'un bruit de fond d'où l'on peut extraire une information cohérente quelle que soit la source utilisée. La mémoire est donc fiable, là où l'analyse l'exige.

REFERENCES

- ANSIEAU D., 1989. – Méthode longitudinale et méthode rétrospective à propos des questionnaires résidentiels. Fidélité des réponses rétrospectives, *Courrier des Statistiques*, 49 : 76-77.
- BOND G., BODNER K., SOBEL W., SHELLENBERGER R., FLORES G., 1988. – Validation of work histories obtained from interviews, *American Journal of Epidemiology*, 128, 2, 343-351.
- COURGEAU D., 1985, a. – Interaction between spatial mobility, family and career life-cycle: a French survey, *European Sociological Review*, 1, 2 : 139-162.

- COURGEAU D., 1985, b. – « Effet de déclarations erronées sur une analyse de données migratoires », in « *Migrations internes, collecte des données et méthodes d'analyse* », Chaire Quetelet 83, Jezierski ed., 151-156.
- COURGEAU D. et LELIEVRE E., 1986. – « Nuptialité et agriculture », *Population*, 41, 2 : 303-326.
- COURGEAU D., et LELIEVRE E., 1989. – *Analyse démographique des biographies*, Manuel de l'INED.
- DUCHENE J., 1985. – « Un test de fiabilité des enquêtes rétrospectives, Biographies familiales, professionnelles et migratoires » in *Migrations internes, collecte des données et méthodes d'analyse*, Chaire Quetelet 83, Jezierski ed., 135-150.
- HOEM J., 1985. – « Weighting, misclassification and other issues in the analysis of survey samples of life histories » in *Longitudinal analysis of labor market data*, Heckman and Singer eds., Cambridge University Press, 249-294.
- LYBERG I., 1983. – « The effect of sampling and non response on estimates of transition intensities: some empirical results from the 1981 Swedish Fertility Survey », *Stockholm research reports in demography*, 14 : 1-75.

RÉSUMÉ

Alors que les événements de la vie familiale (mariages, naissances, etc.) sont en permanence remémorés par des anniversaires qui ramènent régulièrement leur souvenir, d'autres événements, tels que les migrations, font beaucoup plus rarement l'objet de telles commémorations. Une enquête sur la fiabilité des données recueillies rétrospectivement permet, à l'aide de la comparaison entre dates et lieux déclarés par les enquêtés avec ceux relevés sur les registres de population en Belgique, de tester la mémoire que les individus ont gardée de leurs lieux de résidence successifs et des durées séparant ces diverses localisations.

Cette enquête interroge séparément les deux conjoints puis, en les réunissant, obtient une version définitive de l'histoire familiale et migratoire de leur famille. Simultanément sont recueillies dans les registres de population les dates et les localisations des événements survenus aux ménages enquêtés, que ceux-ci aient été cités ou non. A l'aide de modèles d'analyse des biographies, on mesure en quoi cette mémorisation affecte la validité des résultats obtenus par ces modèles. On met en évidence les faits et actes qui modifient les résultats des modèles et ceux qui sont peu affectés par les erreurs de mémoire.
