

EFFET DE DECLARATIONS ERRONEES
SUR UNE ANALYSE DE DONNEES MIGRATOIRES

Daniel COURGEAU

Institut National d'Etudes Démographiques, Paris

Les données utilisées dans cette note sont issues de 100 questionnaires de l'enquête "Triple biographie" réalisée en Belgique par M. Poulain et J. Duchêne, en vue d'examiner la fiabilité d'une enquête rétrospective. Nous étudierons plus particulièrement ici les réponses des deux conjoints (49 couples) (1) interrogés séparément sur leur vie commune.

Nous cherchons à mettre en évidence l'effet des déclarations erronées sur les résultats d'une analyse paramétrique de données migratoires. Cette analyse est voisine de celle utilisée dans la communication "Les enquêtes de migration dans les pays développés" (section 5.2) présentée à la Chaire Quetelet 1983.

Nous suivons, pour ce faire, les individus à partir de leur date de mariage, et nous cherchons à mettre en évidence l'effet qu'ont sur le quotient instantané de migration les variables suivantes, vécues de façon identique par les deux conjoints :

- durée écoulée entre la date du mariage et le début de la période considérée ;
- durée de séjour dans le logement considéré ;
- nombre d'enfants en début de période ;

(1) Nous avons dû éliminer un couple dont la femme n'a indiqué aucun des logements occupés au cours de sa vie.

- variable binaire indiquant l'émancipation d'au moins un enfant en début de période ;
- type d'occupation du logement : propriétaire, logé chez l'employeur... (2).

Le modèle utilisé donne le quotient instantané de migration sous la forme :

$$m(t) = \exp(\alpha Z_1 + \beta t)$$

où Z_1 est un vecteur de variables fournies par l'enquête, t la durée de séjour, α et β les paramètres à estimer.

Le tableau 1 fournit les coefficients α et β estimés sur l'ensemble des observations, en introduisant en plus une variable binaire correspondant au sexe de la personne interrogée (0 si sexe masculin, 1 si sexe féminin). Cela revient à supposer un effet global de cette variable, qui ne va pas jouer séparément sur chacune des autres variables introduites. Avec cette hypothèse, on voit que l'effet de cette variable n'est pas significativement différent de zéro. Cela est vrai tant dans un premier modèle ne faisant intervenir que la durée écoulée depuis le mariage et la durée de séjour, que dans un second modèle faisant intervenir toutes les variables. L'effet de chacune des autres variables n'est pratiquement pas modifié lorsqu'on fait intervenir le sexe des personnes interrogées : diminution du quotient avec la durée de séjour, forte baisse lorsque l'on devient propriétaire, valeur plus élevée, au contraire, pour les séjours débutant moins de 10 ans après le mariage.

Le tableau 2 compare les paramètres estimés pour les hommes à ceux des femmes, que l'on prend comme valeur théorique (3). Cela revient maintenant à estimer un effet de la variable sexe sur chacune des autres variables introduites. On peut alors calculer les valeurs de χ^2 qui permettent cette comparaison :

$$\left(\frac{\alpha_h - \alpha_f}{\text{écart type de } \alpha_h} \right)^2$$

Le premier modèle ne décèle aucune différence significative ; le second décèle une seule différence liée à l'éman-

(2) Nous avons préféré ne pas tenir compte du logement chez les parents, qui est saisi différemment selon qu'il s'agit des parents du mari ou de ceux de la femme.

(3) Il apparaît en effet que les questionnaires sont plus correctement remplis par les femmes que par les hommes. Ce résultat est également sensible avec un modèle ne dépendant pas des diverses variables considérées : le χ^2 obtenu pour les femmes est de beaucoup supérieur à celui obtenu pour les hommes.

cupation d'au moins un enfant. La vérification sur les questionnaires montre que les hommes ont déclaré, beaucoup plus souvent que les femmes, ignorer la date d'émancipation de leurs enfants. Cette variable est donc à considérer avec prudence.

Par contre, l'effet de la durée de séjour et celui du type d'occupation du logement sont décelés de façon identique chez les hommes et les femmes. Ce résultat est précieux car nous ne travaillons plus maintenant que sur moins de 200 séjours. Des différences plus importantes, bien que non significatives, apparaissent sur l'effet de la durée écoulée entre le mariage et le début de la période observée. Le signe et la variation de cet effet restent cependant identiques à ce que fournissait le tableau 1, montrant à nouveau la stabilité des résultats.

Cette analyse de données migratoires montre que ses principaux résultats ne sont pas altérés par les erreurs de déclaration des personnes interrogées. Seule la variable mesurant l'émancipation d'au moins un enfant est à considérer avec prudence. L'effet des autres variables échappe au bruit de fond créé par les erreurs de déclaration. Cette conclusion est d'autant plus valable que l'on travaillait sur un effectif faible. Il serait cependant intéressant d'analyser un nombre plus élevé de questionnaires pour confirmer ces résultats.

Il nous a été dit que, pour les hommes, la date d'émancipation de leurs enfants n'est pas toujours connue. Ce résultat est précieux car nous ne travaillons plus maintenant que sur moins de 200 séjours. Des différences plus importantes, bien que non significatives, apparaissent sur l'effet de la durée écoulée entre le mariage et le début de la période observée. Le signe et la variation de cet effet restent cependant identiques à ce que fournissait le tableau 1, montrant à nouveau la stabilité des résultats.

Tableau 1

Coefficients α et β estimés sur l'ensemble des observations en introduisant le sexe de la personne interrogée

	Modèle 1 durée du mariage et durée de séjour		Modèle 2 durée du mariage, durée de séjour et variables familiales	
	sans var. sexe	avec var. sexe	sans var. sexe	avec var. sexe
Constante	- 3,303 **	- 3,391 **	- 2,515 **	- 2,677 **
Durée du mariage :				
nulle	1,662 **	1,661 **	0,942 **	0,954 **
1-4	1,932 **	1,934 **	1,274 **	1,286 **
5-9	1,650 **	1,644 **	1,043 **	1,049 **
10-14	0,935 *	0,935 **	0,871 *	0,876 *
15-19	0,383	0,380	0,337	0,348
Durée séjour	- 0,087 **	- 0,087 **	- 0,068 **	- 0,068 **
Nb d'enfants	-	-	- 0,041	- 0,042
Départ enfant	-	-	0,467	0,477
Logé employeur	-	-	- 0,206	- 0,205
Propriétaire	-	-	- 2,127 **	- 2,130 **
Sexe	-	0,060	-	0,100
χ^2	238,59 **	238,84	338,16 **	338,87
(d.l.)	(6)	(7)	(10)	(11)
Diff. de χ^2 avec var. sexe	-	0,25	-	0,71
(d.l.)	-	(1)	-	(1)

Les valeurs marquées par ** ou * sont les coefficients dont la probabilité d'être différents de 0 est supérieure à 99 % ou à 95 %.

Tableau 2

Coefficients α et β estimés sur les populations féminines et masculines, écart type des coefficients estimés chez les hommes, et valeurs de χ^2 obtenues

Modèle 1 : durée du mariage et durée de séjour				Modèle 2 : durée du mariage, durée de séjour et variables familiales				
	Val. théor. Femmes	Hommes	Ecart type Hommes	χ^2 (a)	Val. théor. Femmes	Hommes	Ecart type Hommes	χ^2 (a)
Constante	- 3,094	- 3,548	0,4535	1,002	- 2,692	- 2,421	0,4875	0,309
Durée du mariage :								
nulle	1,471	1,878	0,4726	0,742	1,176	0,778	0,5048	0,662
1-4	1,901	1,999	0,4744	0,043	1,560	0,990	0,4971	1,317
5-9	1,352	2,003	0,4832	1,815	1,251	0,857	0,5053	0,609
10-14	0,644	1,238	0,5213	1,330	0,757	0,817	0,5528	0,012
15-19	0,1431	0,6466	0,5861	0,738	0,472	0,110	0,6077	0,353
Durée séjour	- 0,088	- 0,084	0,013	0,087	- 0,066	- 0,066	0,0127	0,001
Nb d'enfants	-	-	-	-	- 0,039	0,033	0,1113	0,415
Départ enfant	-	-	-	-	1,162	- 0,438	0,6958	5,290 *
Logé employeur	-	-	-	-	- 0,279	- 0,207	0,2614	0,074
Propriétaire	-	-	-	-	- 2,140	- 2,215	0,415	0,033
χ^2 (d.l.)	130,36 ** (6)	111,98 * (6)	-	-	185,65 (10)	158,80 (10)	-	-
Diff. de χ^2 (d.l.)	-	-	-	-	55,29 ** (4)	46,82 ** (4)	-	-

Les valeurs marquées par ** ou * ont une probabilité d'être dépassées inférieure à 1 % ou 5 %.
 (a) Comparaison Hommes / Femmes. (b) Comparaison avec un modèle indépendant des variables considérées.