

les migrations internationales

Problèmes de mesure, évolutions récentes et efficacité des politiques

Séminaire de Calabre (8-10 septembre 1986)



NUMERO 3

ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

Note en marge de la méthode proposée par Karol KROTKI

A PROPOS DE LA FIABILITÉ DES ESTIMATIONS DE LA MIGRATION NETTE ÉTABLIES PAR LA MÉTHODE DE LA POPULATION ATTENDUE

Michel POULAIN

Reprenons ici plus en détail les hypothèses introduites lors de l'utilisation de la méthode de la population attendue pour estimer la migration nette d'une zone :

1. Les structures par âges établies aux deux recensements concernés par la méthode sont supposées correctes pour chaque région.

2. La table de mortalité retenue pour chaque zone est supposée refléter les conditions moyennes de mortalité de cette zone pendant la période intercensitaire.

3. Les migrations par entrées ou sorties de la zone pendant la période intercensitaire ont lieu en fin de période de telle sorte que la mortalité ou une autre migration ne puissent plus modifier la localisation des individus jusqu'au second recensement.

Sous ces hypothèses, l'application de cette méthode fournit une estimation de la migration nette totale de chaque zone pour chaque groupe de générations. Pour ce, on retranchera de la population réellement observée au second recensement celle qui serait attendue à ce même moment en projetant la population du premier recensement sur base des seules probabilités de survie.

Pratiquement, les hypothèses avancées ci-dessus pour l'application de la méthode ne sont que rarement rencontrées dans les situations où il s'avère utile d'employer cette méthode d'estimation. Aussi nous semble-t-il important d'appréhender l'importance de l'erreur qui sera faite sur la valeur proposée de la migration nette selon que l'on s'écarte plus ou moins des conditions idéales d'application.

Envisageons tout d'abord l'hypothèse d'exactitude des deux dénombrements. Pour les situations dans lesquelles on souhaite appliquer cette méthode, il est rare que l'on dispose de structures par âges exactes à deux recensements. On pourrait toutefois imaginer qu'il suffise que le niveau de complétude du recensement soit le même aux deux recensements. Néanmoins, il importe de se rappeler que la méthode s'applique par groupes de générations et que, bien souvent, le sous-dénombrement est lié à l'âge des individus. Toutefois, dans certains cas spécifiques comme l'oubli de certaines zones de dénombrement, il se pourrait que le niveau de complétude soit semblable pour tous les groupes d'âges. Dès lors, l'estimation de la migration nette se verrait également affectée d'un facteur égal à ce taux de couverture du dénombrement. Mais généralement, il nous paraît peu réaliste d'imaginer que le sous-dénombrement soit identique à tous les âges. A titre d'exemple, le tableau 1 ci-après fournit le résultat de quelques simulations se basant

Tableau 1
SIMULATION DE LA MIGRATION NETTE POUR DIFFÉRENTES HYPOTHÈSES
DE SOUS-DÉNOMBREMENT AUX DEUX RECENSEMENTS

POPULATION T1 RÉALITÉ	POPULATION T2 RÉALITÉ	POPULATION T1 ESTIMÉE HYPOTHÈSE 1 -10%	POPULATION T2 ESTIMÉE HYPOTHÈSE 1 -5%	POPULATION T1 ESTIMÉE HYPOTHÈSE 2 -6%	POPULATION T2 ESTIMÉE HYPOTHÈSE 2 -3%
1 000	1 000	900	950	940	970
1 000	1 100	900	1 045	940	1 067
1 000	1 200	900	1 140	940	1 164
1 000	1 500	900	1 425	940	1 455
1 100	1 000	990	950	1 034	970
1 200	1 000	1 080	950	1 128	970
1 500	1 000	1 350	950	1 410	970
2 000	1 000	1 800	950	1 880	970
POPULATION T 1 ESTIMÉE HYPOTHÈSE 3 -2%	POPULATION T2 ESTIMÉE HYPOTHÈSE 3 -2%	MIGRATION NETTE RÉALITÉ	MIGRATION NETTE HYPOTHÈSE 1	MIGRATION NETTE HYPOTHÈSE 2	MIGRATION NETTE HYPOTHÈSE 3
980	980	100	140	124	98
980	1 078	200	235	221	196
980	1 176	300	330	318	294
980	1 470	600	615	609	588
1 078	980	10	59	39	10
1 176	980	-80	-22	-45	-78
1 470	980	-350	-265	-299	-343
1 960	980	-800	-670	-722	-784

sur une probabilité de survie fixée dans tous les cas à 0,9 tandis que le sous-dénombrement a été fixé à 10 et 5 %, dans le premier exemple, à 6 et 3 %, dans le deuxième, et à 2 et 2 %, dans le troisième, et ce respectivement pour les deux recensements. Tel qu'il ressort de ce tableau, le risque d'erreur est au minimum de la même importance que la part du sous-dénombrement commune aux deux recensements. Mais ce risque s'amplifie largement si les deux recensements ne présentent pas, pour les générations concernées, la même complétude. En outre, cette marge d'erreur s'accroît relativement si l'on se rapproche d'un solde migratoire nul.

Le choix d'une table de mortalité appropriée constitue la seconde hypothèse d'applicabilité de cette méthode. Or, dans la plupart des cas, ce choix se fait exclusivement sur base de la connaissance de quelques indicateurs indirects de la mortalité. Ce choix est encore plus hardu lorsqu'on applique cette méthode à des populations régionales. Il paraît donc indispensable de vérifier l'effet de l'exactitude du niveau de mortalité retenu sur les estimations de la migration nette. A cet égard, le tableau 2 propose le résultat de simulations dans deux situations caractérisées, pour l'une, par une probabilité de survie de 0,88 alors que la réalité est de 0,9 et, pour l'autre, par une probabilité de survie de 0,6 alors que la réalité est de 0,55. On y observe que l'erreur est proportionnelle à l'effectif initial de la population et à la marge d'imprécision liée à l'estimation de la mortalité. Ici, également, elle sera relativement d'autant plus grande que l'estimation de la migration nette est proche de zéro.

Tableau 2
SIMULATION DE LA MIGRATION NETTE POUR DIFFÉRENTES HYPOTHÈSES
D'ESTIMATION DU NIVEAU DE LA MORTALITÉ.

POPULATION T1 RÉALITÉ	POPULATION T2 RÉALITÉ	MIGRATION NETTE PROBABILITÉ DE SURVIE RÉELLE 1 0,9	MIGRATION NETTE PROBABILITÉ DE SURVIE HYPOTHÈSE 1 0,88	MIGRATION NETTE PROBABILITÉ DE SURVIE RÉELLE 2 0,55	MIGRATION NETTE PROBABILITÉ DE SURVIE HYPOTHÈSE 2 0,6
1 000	1 000	100	120	450	400
1 000	1 100	200	220	550	500
1 000	1 200	300	320	650	600
1 000	1 500	600	620	950	900
1 100	1 000	10	32	395	340
1 200	1 000	-80	-56	340	280
1 500	1 000	-350	-320	175	100
2 000	1 000	-800	-760	-100	-200

La troisième hypothèse stipule que, dans leur totalité, les migrations se font à la fin de la période intercensitaire. Il s'agit évidemment d'une situation peu réaliste. A l'inverse, on pourrait faire l'hypothèse que toutes les migrations ont lieu en début de période intercensitaire. On estimerait ainsi la migration nette de la zone en comparant l'effectif observé au premier recensement avec l'effectif de la population dénombrée au second recensement retrojetée à l'époque du premier, en le multipliant par l'inverse de la probabilité de survie intercensitaire. Dans ce cas, on aura la relation suivante :

$$(\widehat{I-E})_{X,i} = \frac{P_{X+n}^i(t+n)}{S_X^n} - P_X^i(t) = \frac{1}{S_X^n} (P_{X+n}^i(t+n) - S_X^n P_X^i(t))$$

Cette seconde estimation est, en valeur absolue, supérieure à la première et le rapport entre ces deux estimations n'est autre que la probabilité de survie elle-même. Une hypothèse plus réaliste consisterait à supposer que les migrations interviennent uniformément pendant la période intercensitaire. Dans ce cas, on obtiendrait une estimation intermédiaire aux deux premières qui constituent un intervalle de confiance pour cette estimation. Ainsi, l'erreur maximale que l'on fera en optant pour l'une de ces trois hypothèses est de l'ordre de la probabilité de décéder pendant la période intercensitaire. Elle ne sera dès lors importante que pour les âges élevés ou, éventuellement, pour de longues périodes intercensitaires.

Somme toute, si l'on excepte le problème des âges élevés, c'est le degré d'exactitude des dénombrements et, dans une mesure à peine moindre, la précision liée à l'estimation de la mortalité, qui influence le plus les estimations de la migration nette proposée par cette méthode. Mais il convient de rappeler que l'estimation étant faite par différence entre des effectifs recensés, bien souvent assez proches, les marges d'erreurs peuvent s'avérer considérables aussi bien en nombres absolus qu'en nombres relatifs. Pour les âges élevés, enfin, ce risque d'erreur se doublera aussi bien d'une difficulté d'estimation précise du niveau de la mortalité que de risques d'erreur supplémentaire induite par le choix d'une hypothèse concernant la distribution des migrations au cours de la période intercensitaire.

La méthode proposée ci-avant par Karol Krotki applique cette technique d'estimation de deux façons distinctes pour ensuite estimer la migration nette internationale de chaque zone par différence entre les deux estimations obtenues. Cette démarche amplifierait plus largement encore les risques d'erreurs s'il n'y avait, dans ce cas, un effet de compensation permettant de limiter ces risques mais débouchant finalement sur une méthode assez simpliste. Pour s'en rendre compte, il suffit de soustraire les deux équations avancées dans la communication :

$$(\widehat{I-E})_{X,i} - (\widehat{I-E})_{X,i} = \left\{ P_{X+n}^i(t+n) - S_X^n \cdot P_X^i(t) \right\} - \left\{ P_{X+n}^i(t+n) - \frac{P_{X+n}(t+n)}{P_X(t)} P_X^i(t) \right\}$$

Ce qui peut également s'écrire :

$$\text{Migration nette internationale : } \left(\frac{P_{X+n}(t+n)}{P_X(t)} - S_X \right) \cdot P_X^i(t)$$

ou encore :

$$\text{Migration nette internationale : } (P_{X+n}(t+n) - S_X \cdot P_X(t)) \cdot \frac{P_X^i(t)}{P_X(t)}$$

Ainsi, il apparait clairement que l'estimation proposée est la redistribution régionale de la migration internationale nette calculée pour l'ensemble du pays par la méthode critiquée ci-dessus, le critère de redistribution n'étant autre que les effectifs de population de chaque zone à l'époque du premier recensement. C'est pourquoi, outre les trois hypothèses liées à l'estimation de la migration internationale nette au niveau de l'ensemble du pays, ces évaluations de la migration internationale nette par région supposent que cette migration nette soit répartie proportionnellement à l'effectif de la population de chaque zone. Mais quelle est la plausibilité d'une telle hypothèse ?