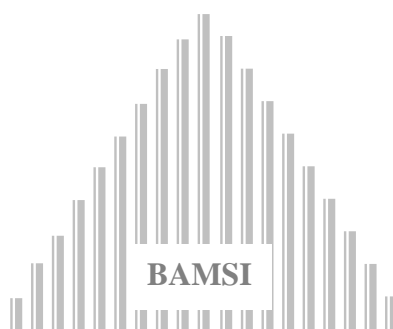


BUREAU D'APPLICATION DES METHODES
STATISTIQUES ET INFORMATIQUES

DT 09/2003

**Incidence des migrations internes sur
la structure par âge : une exploration
par le modèle de population stable**

Samuel AMBAPOUR



DT 09/2003

**Incidence des migrations internes sur
la structure par âge : une exploration
par le modèle de population stable**

*Samuel AMBAPOUR**

Résumé : Beaucoup de modèles sur la reproduction des populations ont été élaborés dans le seul cadre des populations fermées. C'est par exemple, le cas du célèbre modèle de population stable imaginé par le démographe américain A. Lotka. Dans ce texte, on aborde la façon d'inclure les migrations dans ce modèle ; l'objectif visé est celui de savoir, si l'immigration entraîne des grandes déformations sur la structure par âge de la population. Les calculs effectués sur la population de Brazzaville, à partir des recensements de 1961 et 1974, montrent que, les structures stables, sans migrations et avec migrations, diffèrent peu entre elles et sont proches de la structure réelle. Cette conclusion est en conformité avec la théorie et les faits observés : une population dont la fécondité est restée élevée, mais dont la mortalité baisse (même peu), la structure par âge de cette population restera proche de la structure stable que l'on obtiendrait à partir des lois de fécondité et de mortalité actuelles. Et, dans ce type de population, dénommée « quasi-stable » dans la littérature démographique, l'immigration n'entraîne pas une grande déformation sur la structure par âge.

Mots clés : immigration, migrations, population stable, structure par âge

* **BAMSI** BP 13734 et **CASP** BP 1084 ; Courriel : ambapour_samuel@yahoo.fr

Je remercie Messieurs J. Mata et J.C Okandza (Université M Ngouabi) pour leurs précieux commentaires.

Ces documents de travail ne reflètent pas la position du BAMSI, mais n'engagent que ses auteurs

Introduction

Selon A. Sauvy (1954), une population qui réunirait les trois conditions suivantes : pleine nuptialité, pleine fécondité et mortalité biologique Bourgeois-Pichat*, doublerait en treize ans.

On constate que, la population de la ville de Brazzaville a été multipliée par 2,2 entre 1961 et 1974 ; mais les trois conditions ci-dessus n'ont pas été observées. Cela suppose que l'effectif de cette ville a cru sous l'influence d'autres facteurs. Dans le cas précis, on peut parler de l'immigration. Le taux de croissance de la population de la ville révèlent alors deux composantes que l'on pourrait déchiffrer : l'accroissement naturel et le mouvement migratoire.

Beaucoup de modèles sur la reproduction des populations ont été élaborés dans le seul cadre des populations fermées. C'est par exemple, le cas du célèbre modèle de population stable imaginé par le démographe américain A. Lotka (1939). Cependant l'influence des migrations est parfois si forte, que sa non prise en compte conduirait à une analyse erronée. C'est ainsi que plusieurs auteurs ont exploré la possibilité d'inclure les migrations dans le modèle de population stable. A ce propos :

- G. Knibbs a, dès 1911, de façon théorique affirmé la possibilité d'existence d'une structure par âge stable dans le cas d'une population soumise aux flux migratoires. Cela peut se produire, si les taux de migration sont en proportions déterminées avec la taille de chaque groupe d'âge, dans le pays de provenance de ces migrations, comme dans celui d'accueil ;

- L. Tabah (1965) a, quant à lui souligné, que pour qu'une population soit stable, elle ne doit pas être obligatoirement fermée. Deux cas sont alors envisagés : premièrement, le solde migratoire est négatif et sa valeur relative pour chaque groupe d'âge est constante ; deuxièmement, le solde migratoire est positif et sa valeur relative comme précédemment reste constante ; si cette valeur relative pour chaque groupe d'âge est inférieure au taux de mortalité, la population peut être considérée comme stable exactement comme dans le premier cas. Dans le cas contraire, on est toujours dans la même situation, mais cette fois-ci, avec une fonction de survie qui serait supérieure à l'unité ;

*Mortalité d'un groupe d'hommes qui disposeraient, de façon parfaite, de tous les secours de la science et de la technique actuelles. N'ayant, dans ces conditions, plus d'autres ennemis que lui-même, l'homme vivrait en moyenne 78 ans. (cf. aussi, Bourgeois-Pichat. J. Essai sur la mortalité biologique de l'homme, Population n° 3, juillet septembre 1952)

- le démographe suédois H. Hyrenius a, lui aussi de son côté, noté que l'hypothèse de population fermée n'était pas une condition obligatoire d'application du modèle de population stable. Il a indiqué de quelle manière, inclure la migration comme une variable dans le modèle de Lotka : si l'on assimile l'émigrant à un décédé, et si l'immigrant est compté avec un signe contraire, toutes les principales relations observées dans le cas d'une population fermée sont alors conservées ;
- H. Lebras (1971) a montré que si l'on considère l'ensemble des populations qui échange des individus par migration, cet ensemble tend vers un état d'équilibre où toutes les populations croissent au même et sont à la population totale dans un rapport constant indépendamment des conditions initiales ;
- L. Henry (1972) confirme ce qui suit : « la théorie de Lotka s'applique à une population soumise à des taux de mobilité, par immigration ou émigration, constants : la probabilité de survie qui intervient dans les équations est remplacée par la probabilité d'être à la fois survivant et présent ».

Toutefois, comme le note Darski (1970), ces façons de procéder revêtent un caractère purement formel, mais peuvent constituer néanmoins, un cadre efficace pour analyser l'influence des migrations sur la structure par âge.

Ainsi, suivant les indications formulées par les auteurs ci-dessus cités, nous nous proposons dans ce texte, de relâcher l'hypothèse de population fermée dans l'application du modèle de population stable. L'objectif visé étant, comme il est déjà dit, de vérifier l'effet des migrations sur la structure par âge de la population.

Dans un premier temps, un bref rappel est d'abord fait sur le concept de population stable ; ensuite, sont calculées les caractéristiques du modèle : c'est-à-dire, l'application traditionnelle du modèle de Lotka sur les données de la ville de Brazzaville à partir des recensements de 1961 et 1974. La construction d'un tel modèle nécessite un travail relativement laborieux. La tâche peut néanmoins être simplifiée si le schéma de mortalité de la population se rapproche du schéma d'une table type de mortalité. Dans ce cas, des simulations des réseaux de populations stables peuvent être faites à partir de diverses familles de tables-types de mortalité associées à diverses distributions de fécondité selon l'âge. Nous avons utilisé dans cette étude, pour déterminer la fonction de survie, les tables-types de mortalité établies à l'Office of Population Research de l'Université de Princeton (Coale & Demeny ; 1966). Dans cette première application, une première conclusion s'impose et est en conformité avec les faits observés : une population dont la fécondité est restée élevée, mais dont la mortalité baisse, la structure par âge de cette population restera

proche de la structure stable que l'on obtiendrait à partir des lois de fécondité et de mortalité actuelles. Dans la littérature démographique, ce type de population a été dénommé « population quasi-stable » ; vocable désignant en fait une situation de fait observée dans grand nombre de pays sous-développés où la mortalité a baissé, spécialement depuis la fin de la deuxième guerre mondiale, mais où la fécondité n'a pas sensiblement varié. Il en résulte que la structure par âge de ces populations est restée elle aussi sensiblement invariable (Bourgeois-Pichat, 1972 ; Coale, 1972 ; Pressat, 1979). Cette conclusion peut sembler fragile *ex ante*, du fait de l'acceptation de l'hypothèse de population fermée.

C'est ainsi que dans un second temps, est abordée la façon d'introduire les migrations dans le modèle ; ce dernier, ainsi reformulé, est qualifié par la suite de « modèle de population stable ouverte ». Et, comme précédemment, on calcule les caractéristiques de cette population. *Ex post*, on constate que dans cette deuxième application, la structure par âge de la population stable ouverte diffère peu de la structure par âge de la population réelle. En effet, certains chercheurs, notamment ceux du Centre de Démographie d'Amérique latine (Tabah & Cataldi ; 1963), ont montré que, les migrations n'entraînent pas une grande déformation dans la structure par âge des populations stables et quasi-stables.

1. Modèle de population stable

1.1. Bref rappel sur le concept de population stable

Le concept de population stable a été introduit en démographie par A.J. Lotka vers la fin de la décennie 30 du siècle dernier. Il a démontré qu'une population sans migrations où la mortalité et la fécondité restaient constantes, tendrait nécessairement vers un état stable. Dans une telle population, la structure relative selon l'âge demeure invariante, de même que les taux bruts de natalité, de mortalité et d'accroissement naturel. Si l'on note par : $f(x)$ la fonction de fécondité; $p(x)$ la fonction de survie et r le taux instantané d'accroissement, on a la relation fondamentale dans l'état stable suivante:

$$\int_0^w e^{-rx} p(x) f(x) dx = 1$$

Ce qui donne une fois $f(x)$ et $p(x)$ choisis, une solution en r . On aboutit à la relation approximative :

$$R_0 \approx \exp \left[\frac{R_1}{R_0} r \right]$$

Où R_0 est le taux net de reproduction féminine et

$$\frac{R_1}{R_0} = \frac{\int_0^w xp(x)f(x)dx}{\int_0^w p(x)f(x)dx}$$

C'est-à-dire un âge moyen à la maternité obtenu en pondérant les âges par les produits $p(x)$ et $f(x)$. Par ailleurs si l'on note par G le rapport R_1/R_0 , on peut tirer directement r ; soit :

$$r = \frac{\ln R_0}{G}$$

soit encore :

$$r = \sqrt[G]{R_0} - 1$$

Le taux brut de natalité intrinsèque s'écrit :

$$b = \frac{\int_0^w e^{-rx} p(x)f(x)dx}{\int_0^w e^{-rx} p(x)dx}$$

$$b = 1 / \int_0^w e^{-rx} p(x)dx$$

Une valeur approximative de b peut être obtenue en développant e^{-rx} en série et en négligeant les termes d'ordre supérieur à 1. On obtient :

$$b \approx \frac{R_0}{e_0}$$

où R_0 est le taux net de reproduction féminine ;

e_0 est la vie moyenne féminine

Comme $r = b - d$, où d est le taux intrinsèque de mortalité, on obtient immédiatement celui-ci : $d = b - r$

Enfin, la structure relative par âge s'obtient directement à l'âge exact x par la relation :

$$C(x) = be^{-rx} p(x) ; \text{ avec } \Sigma C(x) = 1$$

1.2. Calcul des caractéristiques du modèle

1.2.1. Détermination de la fonction de survie

Le premier pas consiste à construire la fonction de survie. Ne disposant pas des tables de mortalité pour la ville de Brazzaville, on s'est basé alors sur les tables-types de mortalité conçues en principe pour des pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques. Nous avons choisi pour ce faire, les tables-types de A.J Coale et P. Demeny (cf. aussi S. Ledermann ; 1969). Ces deux auteurs ont établi quatre modèles régionaux de mortalité sous la dénomination : « famille nord », « famille sud », « famille est » et « famille ouest ». L'expérience a montré que, pour l'Afrique, le modèle Nord ou le modèle Sud conviendrait le mieux (Wunsch ; 1978). Ici, nous avons retenu le modèle Nord. Pour la ville de Brazzaville, le taux de mortalité infantile chez les filles, est en 1974 égale à $m_0 = 0,06904$; cependant, étant donné que pour le calculer, on utilise les données sur les naissances, ce taux peut s'interpréter comme une probabilité de décéder q_0 . Une valeur approximative du taux de mortalité infantile peut donc être obtenue en utilisant la formule :

$$m_0 = \frac{2q_0}{1+p_0} ; \text{ avec } p_0 = 1 - q_0.$$

On obtient ainsi $m_0 = 0,0715$. Cette valeur correspondrait à une espérance de vie à la naissance approximative de $e_0 = 60$, dans les tables de Coale et Demeny : « modèle Nord » et « schéma 17 » : $m_0 = 0,0745$ et $q_0 = 0,0707$. Signalons que dans le cas des populations stables et semi stables il y a une relation simple entre le taux de mortalité et l'espérance de vie à la naissance (Bourgeois-Pichat ; op. cité). Dans le cas de la ville de Brazzaville, avec une fécondité élevée, et un taux de mortalité de la population féminine de $9,7 \text{ ‰}$ en 1974, l'espérance de vie à la naissance avoisinerait les 60 ans. De ce qui précède, on a obtenu les valeurs suivantes pour les espérances de vie : pour les hommes, $e_0 = 51,83$ en 1961 et $e_0 = 56,47$ en 1974 ; pour les femmes, $e_0 = 55$ en 1961 et $e_0 = 60$ en 1974. Notons enfin, que tous ces résultats ont vraiment un caractère approximatif.

1.2.2. Calcul du taux intrinsèque d'accroissement

Le deuxième pas consiste à déterminer le taux instantané d'accroissement r . Pour les calculs pratiques, on est conduit à résoudre l'équation suivante :

$$\frac{1}{2} \sigma^2 r^2 + \delta r = \ln R_0 = 0$$

On utilise pour ce faire (N. Keyfitz ; 1968) :

soit la formule de Lotka :

$$r_L = \frac{\delta - \sqrt{\delta - 2\sigma^2 \ln R_0}}{\sigma^2} ;$$

soit celle de Wicksell :

$$r_W = \eta(R_0^{1/\gamma} - 1) ;$$

ou encore, la formule suivante :

$$r_H = \frac{\ln R_0}{\delta} + \frac{\sigma^2 (\ln R_0)^2}{2\delta^3} ;$$

où :

$$\delta = \frac{R_1}{R_0} ;$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{R_2}{R_0} - \left(\frac{R_1}{R_0}\right)^2} ;$$

$$\eta = \frac{\delta}{\sigma^2} ;$$

$$\gamma = \frac{\delta^2}{\sigma^2}$$

Par ailleurs, en tenant compte des âges limites de la procréation :

$$R_0 = \int_{15}^{49} f(x)p(x)dx ;$$

$$R_1 = \int_{15}^{49} xf(x)p(x)dx ;$$

$$R_2 = \int_{15}^{49} x^2 f(x)p(x)dx$$

Si maintenant, on note par $\delta = \bar{m}$, l'âge moyen à la maternité et $\sigma = V(\bar{m})$, la variance de l'âge moyen, on peut écrire r sous la forme suivante :

$$r = \frac{1}{V(\bar{m})} (-m + \sqrt{\bar{m}^2 + 2V(\bar{m}) - \ln R_0})$$

Tableau n° 1 : Calcul du taux intrinsèque d'accroissement féminin r en 1974

Groupes d'âge	\bar{x}	$f(x)$	$p(x)$	$R_0 = f(x)p(x)$	$R_1 = \bar{x}f(x)p(x)$	$R_2 = \bar{x}^2 f(x)p(x)$
15-19	17,5	0,06055	0,86292	0,05225	0,91437	16,00147
20-24	22,5	0,12230	0,84759	0,10366	2,33235	52,47787
25-29	27,5	0,13316	0,83025	0,11055	3,04012	83,60330
30-34	32,5	0,11616	0,81060	0,09416	3,06020	99,45650
35-39	37,5	0,08981	0,78804	0,07077	2,65387	99,52012
40-44	42,5	0,05549	0,76124	0,04224	1,79520	76,29600
44-49	47,5	0,02529	0,72701	0,01838	0,87305	41,46987
\sum_{15}^{49}		0,60276		0,49201	14,66916	468,82513
$5 \sum_{15}^{49}$		3,01380		2,46005	73,34580	2344,12565

A partir des données du tableau 1, on a $R_0 = 2,46005$; $R_1 = 73,34580$; $R_2 = 2344,1256$; $\delta = 29,8$ et $\sigma = 64,83$

En appliquant la formule de Lotka ci-dessus, on trouve $r = 0,033239$; le taux réel observé était de 0,0317. Des calculs analogues ont été faits pour l'année 1961 : $r = 0,03315$ contre un taux réel observé de 0,03617.

1.2.3. Détermination de la structure relative par âge

Tableau n° 2 : Calcul de la population stable féminine en 1974 ($r = 0,03239$)

\bar{x}	rx	e^{-rx}	$p(x) = \frac{L_x}{l_0}$	$p(x)e^{-rx} \cdot 5$	$C(x)$
2,5	0,08097	0,92222	0,91993	4,24187	18,37
7,5	0,24292	0,78433	0,88489	3,47020	15,03
12,5	0,40487	0,66706	0,87560	2,92035	12,65
17,5	0,56682	0,56733	0,86292	2,44780	10,60
22,5	0,72877	0,48250	0,84759	2,04480	8,85
27,5	0,89072	0,41036	0,83025	1,70350	7,37
32,5	1,05267	0,34900	0,81060	1,41445	6,12
37,5	1,21462	0,29682	0,78804	1,16950	5,06
42,5	1,37657	0,25244	0,76124	0,96080	4,16
47,5	1,53852	0,21469	0,72701	0,78040	3,38
52,5	1,70047	0,18259	0,68175	0,62240	2,69
57,5	1,86242	0,15529	0,62017	0,48150	2,08
62,5	2,02437	0,13207	0,53660	0,35435	1,53
67,5	2,18632	0,11233	0,42757	0,24015	1,04
72,5	2,34827	0,09553	0,29798	0,14230	0,61
77,5	2,51022	0,08125	0,23708	0,09630	0,46
Σ				23,09065	100,00

Dans le tableau n° 2 ci-dessus, la colonne 4 donne la population stationnaire, la colonne 5, la population stable et la dernière colonne présente la structure par âge de la population stable.

1.2.4. Comparaison avec les caractéristiques de la population réelle

On peut maintenant calculer le taux intrinsèque de natalité féminin en 1974. Il est égal à :

$$b = 1 / \int_0^w e^{-rx} p(x) dx$$

$$b = 1 / 23,09065$$

$b = 0,04331$ soit $43,31 \text{ ‰}$.

Pour le taux intrinsèque de natalité masculin, on a trouvé une valeur de $44,38 \text{ ‰}$; on déduit alors un taux de natalité de la population stable égale à $43,92 \text{ ‰}$.

Comparons maintenant les caractéristiques de la population stable à celles de la population réelle en ce qui concerne le mouvement de la population.

Tableau 3 : Mouvement de la population

Années	Taux (en ‰)					
	Natalité		Mortalité		Taux d'accroissement	
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>a</i>	<i>b</i>
1961	50,07	47,83	13,90	14,68	36,17	33,13
1974	42,30	43,92	10,60	11,53	31,70	32,39

a : population réelle

b : population stable

Ici, il faut faire remarquer que, en 1974, l'écart entre les caractéristiques de la population réelle et celle de la population stable est plus élevé en ce qui concerne la natalité, en comparaison avec celui la mortalité. En 1961, on observait le cas de figure inverse.

Tableau 4 : Structure par grands groupes d'âge

Groupes d'âge	1961		1974	
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>a</i>	<i>b</i>
0-14	45,04	47,99	47,76	46,25
15-59	53,82	48,94	50,37	50,46
60 +	1,14	3,07	1,87	3,29
Σ	100,00	100,00	100,00	100,00

a : population réelle

b : population stable

Il est intéressant d'évaluer le degré d'instabilité de la structure par âge, c'est-à-dire l'écart entre la structure stable et la structure réelle. Un indicateur simple de la mesure de cet écart peut être formulé de la manière suivante :

$$\Omega = \sqrt{\frac{\sum_{x=0}^w [C_R(x) - C_S(x)]^2}{n}}$$

où $C_R(x)$ est la structure par âge de la population réelle, $C_S(x)$, celle de la population stable et n , le nombre de groupes d'âge. Si $\Omega = 0$, les deux structures sont confondues.

On a calculé Ω séparément pour les hommes et pour les femmes. En 1961, cet indicateur était égal à 1,75 pour les hommes et 1,60 pour les femmes. En 1974, ces valeurs étaient respectivement de 0,53 et 0,69. En d'autres termes, le degré d'instabilité de la structure par âge a baissé de 70 % chez les hommes et de 57 % chez les femmes.

2. Modèle de population stable avec migrations

1.1. Le modèle

Notons par :

$\mu(x)$, le taux de mortalité à l'âge x ;

$\nu(x)$, le taux de migration à l'âge x .

Le taux net de reproduction classique peut prendre la forme suivante :

$$R_0 = \int_0^w K(x)f(x)dx$$

avec :

$$K(x) = e^{-\int_0^x [\mu(x) \pm \nu(x)] dx}$$

Ce qui donne en définitive :

$$R_0 = \int_0^w f(x)e^{-\int_0^x [\mu(x) \pm \nu(x)] dx} dx$$

Cette valeur représente en soi, l'accroissement attendu de la population à un moment donné, sous la condition que la mortalité, la fécondité et les migrations observées sont à l'avenir constantes. Le taux instantané d'accroissement est obtenu en résolvant l'équation fondamentale qui prend désormais, la forme suivante :

$$\int_0^w e^{-r'x} e^{-\int_0^x [\mu(x) \pm v(x)] dx} f(x) dx = 1$$

r représente dans ce cas, un taux d'accroissement limite pour une population soumise il n y pas longtemps à un régime donné de mortalité, de fécondité, et de migration.

2.2. Calcul des caractéristiques du modèle

On applique la méthodologie déjà adoptée dans le cas de la population stable, en prenant maintenant en compte les flux migratoires. Comme le fait constater les statisticiens du Centre National de la statistique et des études économiques du Congo, les migrations de la ville de Brazzaville aux autres localités sont un phénomène rare voire inexistant. Par conséquent, ne sera analysé ici, que l'effet de l'immigration. Sur cette dernière, il faut signaler que 15000 personnes sont concernées par ce phénomène entre 1973 et 1974, soit un taux d'immigration de 52 ‰. On note des taux relativement élevés pour chaque groupe d'âges (cf., CNSEE ; 1975), avec un maximum observé sur le groupe 20-25. Pour la population adulte, les taux élevés s'expliquent par le fait que les vieux quittent la campagne pour venir vivre en ville avec leurs enfants (CNSEE ; op. cité). Sur cette question, il faut faire remarquer aussi que, les migrations internes ont un caractère sélectif par rapport au sexe et à l'âge. Les démographes des Nations unies notent que les migrations de la campagne à la ville, dans une certaine mesure, conduisent à l'augmentation du pourcentage des jeunes et des personnes d'âges moyens. T. Kuroda (1969), abordant dans le même sens, indique que les migrations des campagnes vers les villes concernent principalement les jeunes du sexe masculin ; cependant, la structure de l'âge des migrants se stabilise progressivement à partir du moment où un système de migrations s'est régularisé. Il fait par ailleurs observer que, les migrants appartiennent en majorité aux groupes d'âges 15-19 et 20-24 ans ; cette structure par âge de migrants est commune à tous les pays quelles que soient les conditions socio-économiques et culturels. En effet, au Japon par exemple (cf. Ueda ; 1969), lors du recensement de 1960, deux tiers des migrants qui avaient changé de préfecture, étaient âgés de 15 à 29 ans ; et dans six préfectures urbaines, les migrants de ce groupe d'âges représentaient 71 % de l'immigration totale.

Ceci étant dit, le premier pas dans les calculs, a été la détermination de la fonction $K(x)$ qui joue un rôle analogue à la fonction de survie $p(x)$. Pour les besoins de comparaison, les taux de mortalité $\mu(x)$ sont tirés des tables de Coale et Demeny. Le deuxième pas a consisté à calculer le taux intrinsèque d'accroissement r . Par la

formule de Lotka, on a trouvé le r féminin égal à 0,051 soit 51⁰/₀₀. Disposant de $K(x)$ et de r , on a enfin construit la structure relative par âge de la population stable « ouverte ».

Tableau 5 : Structure par âge de la population stable avec migrations en 1974

\bar{x}	Population masculine		Population féminine	
	$K^H(x)^{-rx} \cdot 5$	$C^H(x)$	$K^F(x)^{-rx} \cdot 5$	$C^F(x)$
2,5	4,86523	20,41	4,86652	20,16
7,5	4,15818	17,44	4,17005	17,27
12,5	3,33220	13,98	3,30497	13,70
17,5	3,20009	13,42	3,19452	13,23
22,5	2,45945	10,32	2,59332	10,74
27,5	1,62324	6,81	1,64613	6,82
32,5	1,15593	4,85	1,18757	4,92
37,5	0,84445	3,54	0,87103	3,61
42,5	0,62058	2,60	0,64915	2,70
47,5	0,46016	1,93	0,48642	2,01
52,5	0,34779	1,46	0,36581	1,51
57,5	0,26050	1,10	0,27897	1,15
62,5	0,19569	0,82	0,21370	0,90
67,5	0,14804	0,62	0,15525	0,64
72,5	0,10912	0,46	0,10297	0,43
77,5	0,05756	0,24	0,05232	0,21
Σ	23,83821	100,00	24,13870	100,00

Pour mesurer l'effet des migrations sur la structure par âge, il faut alors comparer la structure stable (sans migrations) avec la structure stable avec migrations. Cela peut se faire, en calculant l'écart ci-après :

$$C_S(x) - C'_S = \frac{e^{-rx} p(x)}{\int_0^w p(x) dx} - \frac{e^{-rx} K(x)}{\int_0^w e^{-rx} K(x) dx}$$

où :

$C_s(x)$: la structure stable sans migrations ;

$C'_s(x)$: la structure stable avec migrations

Tableau 6 : Comparaison des structures par âge de la population féminine.

Groupes d'âge	Structure par âge de la population réelle	Structure par âge de la population stable (en %)		Ecart $C'_s(x) - C_s(x)$
		Sans migrations $C_s(x)$	Avec migrations $C'_s(x)$	
0-4	19,30	18,37	20,16	+1,79
5-9	16,52	15,03	17,27	+2,24
10-14	12,94	12,65	13,70	+1,05
15-19	11,67	10,60	13,23	+2,63
20-24	9,64	8,85	10,74	+1,89
25-29	7,40	7,37	6,82	-0,55
30-34	5,61	6,12	4,92	-1,20
35-39	5,21	5,06	3,61	-1,45
40-44	3,72	4,16	2,70	-1,46
45-49	2,68	3,38	2,01	-1,37
50-54	2,01	2,69	1,51	-1,18
55-59	1,38	2,08	1,15	-0,93
60-64	0,94	1,53	0,90	-0,63
65-69	0,49	1,04	0,64	-0,40
70-74	0,40	0,61	0,43	-0,18
75 +	0,09	0,46	0,21	-0,25
Σ	100,00	100,00	100,00	0

Les tableaux 6 et 6 bis appellent les commentaires suivants :

- on constate que jusqu'au groupe d'âge 20-24, la structure de la population réelle et celle de la population stable avec migrations apparaissent respectivement comme les limites inférieure et supérieure de la structure stable sans migrations. Par ailleurs, ces résultats confirment les conclusions des démographes des Nations Unies, à savoir :

l'augmentation du pourcentage des jeunes et des personnes d'âges moyens (écarts positifs de 0 à 24 ans ; cet écart est très faible pour le groupe d'âges 25-29) ;

- l'écart entre la structure stable avec et sans migrations est plus faible aux âges adultes.

- par grands groupes d'âge (voir tableau 6 bis), l'influence des migrations se caractérise par le rajeunissement de la population.

Tableau 6 bis : Comparaison des structures par âge (grands groupes d'âge)

Groupes d'âge	Structure par âge de la population réelle (en %)	Structure par âge de la population stable (%)		Ecart $C'_s(x) - C_s(x)$
		Sans migrations $C_s(x)$	Avec migrations $C'_s(x)$	
0-14	48,76	46,05	51,13	+5,08
15-59	49,32	50,31	46,69	-3,62
60+	1,92	3,64	2,18	-1,46
Σ	100,00	100,00	100,00	0

Conclusion

La tentative menée pour explorer l'effet des migrations sur la structure par âge, peut être considérée comme fructueuse. Malgré la qualité des données et les calculs approximatifs (choix du schéma de mortalité), les résultats obtenus ce sont avérés en conformité avec la théorie et certains faits observés. Loin de se satisfaire, des investigations doivent être poursuivies. Car, les migrations appartiennent à la catégorie des phénomènes ouverts. Et, dans l'état actuel de la démographie, on ne sait pas les étudier en tant que tels (cf. L. Henry ; op. cité).

Bibliographie

- Bourgeois-Pichat, J.**, (1967). *Le concept de population stable. Application à l'étude des populations des pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques*, Nations Unies ST/SO A/Séries A/39.
- Bourgeois-Pichat, J.**, (1971). Stable, Semi-Stable Populations and Growth Potential, *Population Studies*, Vol 25, n° 2, July
- CNSEE.**, (1975). *Recensement général de la population de 1974*. Commune de Brazzaville. Résultats définitifs
- CNSEE.**, (1975). *Mouvement naturel de la population à Brazzaville, 1960-1974*, Brazzaville
- Coale, A.J.**, (1972). *The growth and structure of human population. A mathematical investigation*, Princeton, 1972
- Coale, A.J., Demeny, P.**, (1966). *Regional model life tables and stable populations*, Princeton
- Coale, A.J., Demeny, P.**, (1967). *Methods of estimating basic demographic measures from incomplete data*, Nations Unies.
- Darski, L.E.**, (1970). *Formation de la famille*, Moscou
- Dublin, L.I., Lotka, A.J.**, (1925). on the true rate of natural increase. *Journal of American Statistical Association*, 20, 150, September.
- Henry, L.**, (1972). *Démographie. Analyse et modèles*, Larousse
- Keyfitz, N.**, (1968). *Introduction to the mathematics of Population*, Reading Mass, Addison Wesley
- Knibbs, G.H.**, (1911). *The mathematical theory of population, of its character and fluctuation and the factors, which influence them*. In "Census of Commonwealth of Australia, Appendix A
- Kuroda, T.**, (1965). *Les migrations internes: vues d'ensemble des problèmes et des études*, Congrès Mondial de la Population, N.Y, 1969
- Ledermann, S.**, (1969). Nouvelles tables-types de mortalité, *Cahiers n° 53, INED*, Paris
- Le Bras, H.**, (1971). Equilibre de populations soumises à des migrations, *Theoretical Population Biology*, Vol 2, n° 2
- Lotka, A.J.**, (1939). *Théorie analytique des associations biologiques*, Hermann & Cie, Paris

- Nations Unies.**, (1958). Accroissement de la population mondiale dans l'avenir. *Etude démographique n° 28*
- Nations Unies.**, (1977). *World population prospects as assessed in 1973*
- Pressat, R.**, (1979). *Dictionnaire de Démographie*, Puf
- Pressat, R.**, (1973). *L'Analyse Démographique*, Puf
- Preston, S.H.**, (1970). Empirical analysis of the contribution of age composition to population growth. *Demography*, Vol 7, n° 4
- Ueda, M.**, (1965). *Incidence de la migration interne sur la structure de l'âge et sur la fécondité au Japon*, Congrès Mondial de la Population, N.Y, 1969
- Sauvy, A.**, (1954). *Théorie générale de la population*. Vol II : La vie des populations, Puf
- Tabah, L.**, (1965). *Liens entre la structure par âge, la fécondité, la mortalité et les migrations. Reproduction et renouvellement de la population*. Congrès Mondial de la Population
- Tabah, L., Cataldi, A.**, (1963). Effets d'une immigration dans quelques populations modèles, *Population*, n° 4
- Trebici, V.**, (1975), *Mica Enciclopedie de Demografie*, Bucuresti
- Wunsh, G.**, (1978), *Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement*, Ordina Editions, Liège.

SERIE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DU BAMSI

01/2001 « STATIS : une méthode d'analyse conjointe de plusieurs tableaux de données »

Samuel AMBAPOUR

02/2001 « Estimation des frontières de production et mesures de l'efficacité technique »

Samuel AMBAPOUR

03/2001 « Estimation d'un modèle d'emploi de court terme avec ajustement partiel »

Samuel AMBAPOUR

04/2001 « Note sur la mortalité infantile »

Samuel AMBAPOUR

05/2001 « Dix ans d'ajustement en Afrique : application d'un modèle de comptage »

Samuel AMBAPOUR

06/2001 « Mesure des attentes de la clientèle et évaluation du niveau de satisfaction »

Samuel AMBAPOUR, Diana Lyse MAPOUATA

07/2002 « Ressources humaines et libéralisation : une approche stratégique »

Samuel AMBAPOUR

08/2002 « Le paradoxe de Todaro. Un test économétrique sur les données du Congo »

Samuel AMBAPOUR

09/2003 « Incidence des migrations internes sur la structure par âge : une exploration par le modèle de population stable »

Samuel AMBAPOUR