Peut-on mesurer le renouvellement d'une population ?

Hervé Le Bras

DANS **MESURER ET COMPRENDRE (1993)**, PAGES 307 À 324

CHAPITRE

Dans les pays développés où la fécondité est à un niveau modéré, on lit de plus en plus souvent que le seuil de renouvellement ou de remplacement n'est plus atteint. Par exemple, dans le dernier annuaire des communautés européennes (Eurostat 1990), un paragraphe porte le titre « des générations non remplacées » et commence ainsi : « En 1988, l'Eurostat estime l'indicateur conjoncturel de la communauté à 1,60 enfant par femme contre 1,55 en 1987. Malgré une légère reprise des naissances, la fécondité demeure très en deçà du seuil de remplacement des générations, situation qui se prolonge depuis le milieu des années 70. En effet, l'indicateur conjoncturel de fécondité de 1988 n'assure que les trois quarts des naissances nécessaires au remplacement des générations. » On trouve une appréciation voisine dans les rapports annuels que l'Ined présente au parlement français et publie dans la revue *Population* : ainsi en 1988 : « La fécondité reste depuis une dizaine d'années l'une des moins basses parmi les pays occidentaux tout en étant insuffisante pour assurer le remplacement des générations. » Aussitôt après, un paragraphe précise l'idée : « Sur la base des tendances actuelles de fécondité et de mortalité, la population commencera à diminuer peu après l'an 2 000, exposant les actifs à supporter le poids croissant d'une population vieillie. » 1

A lire de près ces extraits, l'évidence initiale du terme remplacement s'obscurcit vite : on nous dit qu'il s'agit du remplacement des générations et on le mesure non sur les indices par génération (descendance finale), mais sur l'indice conjoncturel qui est transversal. Plus loin, ce non-remplacement n'est finalement pas attribué à une génération mais à la population dans son ensemble qui devrait bientôt diminuer, donc ne plus assurer son remplacement. Est-il certain que tous ces termes soient équivalents ? Mais alors pourquoi invoquer le maintien de « tendances actuelles » et 2 quelles sont-elles ? Il semble utile de mettre un peu d'ordre et de définir précisément cette notion de remplacement démographique. En le tentant, nous allons rencontrer de nombreuses difficultés que l'immédiateté du concept ne laissait pas présager.

1. Remplacement de la population

3 Remplacer signifie mettre à la place d'une chose, une chose équivalente, ou d'une personne, une personne identique. Une auto se remplace par une auto, un ouvrier par un autre ouvrier. Encore faut-il que l'objet ou la personne remplacée soit considéré comme équivalent à celui qu'il remplace : une auto peut être plus ou moins puissante que la précédente. Définir un remplacement suppose en préliminaire une définition de l'équivalence.

4 Pour une population, dans le cas le plus simple, on considérera que tout individu est équivalent à tout autre. Le remplacement sera assuré au cours d'une période quand il entrera par naissance ou immigration plus d'individus qu'il n'en sortira par décès ou émigration. Le chiffre de la population totale permettra donc de juger le remplacement : si elle augmente, le seuil de remplacement sera dépassé, si elle diminue, il ne sera pas atteint.

5 En ce sens, la population française assure nettement son remplacement actuellement, puisque l'an dernier encore les naissances dépassaient les décès de 250 000 personnes, et les immigrations l'emportaient sur les émigrations d'environ 100 000, soit au total un excédent de 350 000 personnes. Cette situation n'est pas récente ; elle remonte à la fin de la Seconde Guerre mondiale. Depuis lors, chaque année la population s'est accrue. Sur « la base des tendances actuelles », on ne peut donc prévoir qu'un maintien de l'excédent, soit l'inverse de la conclusion à laquelle parvient le rapport de l'Ined.

6 Il est facile de critiquer cette première définition du remplacement à cause de l'équivalence trop large qu'elle établit, ne distinguant pas les jeunes des personnes âgées. Si systématiquement des personnes de plus de 60 ans remplaçaient des jeunes de moins de 20 ans, il serait légitime de craindre à terme, malgré un excédent présent, une décroissance de la population. Faut-il alors restreindre l'équivalence aux personnes du même âge ? Avec cent classes d'âge, il y aura alors cent taux de remplacement, un pour chaque âge. Si toutes les classes d'âge d'une année sont plus nombreuses que la classe d'âge correspondante de l'année précédente, la population assurera son remplacement, et l'inverse, si toutes les classes d'âge ont un effectif inférieur à celui de l'année précédente. Mais une telle unanimité ne se présente presque jamais. A certains âges, les effectifs augmentent d'une année à la suivante, à d'autres ils diminuent. Par exemple, on a effectué le calcul pour la population française entre 1986 et 1987. Pour 68 classes d'âge le renouvellement est assuré, pour les 38 restantes, il ne l'est pas. Impossible de dire si la population se renouvelle ou

non dans son ensemble, sauf à trouver un dénominateur commun à ces classes d'âge. On a vu que l'addition pure et simple des individus constituait un procédé trop grossier. On pourrait imaginer un système de pondération qui donne un avantage aux jeunes sur les personnes âgées. On pourrait par exemple compter le nombre d'années que chaque individu a encore à vivre compte tenu de la mortalité actuelle et comparer la masse totale de vie potentielle de la population en début et en fin de période. Ainsi un jeune garçon de 5 ans compterait pour 68 années, tandis qu'un octogénaire serait gratifié de 8 ans. Ceci revient à postuler une équivalence non entre individus, mais entre années de vie qui forment le dénominateur commun des individus. La population des individus devient une population d'années de vie. Pour 1986 et 1987, avec la mortalité de l'année écoulée, on compte ainsi 2 milliards 370 millions et 2 milliards 383 millions d'années de vie potentielle alors qu'au cours de la même année la population passe de 55 millions 500 mille personnes à 55 millions 750 mille. En termes d'années de vie, le remplacement est donc assuré. On peut adresser deux reproches à cette seconde méthode : d'abord, la mortalité évolue, et actuellement diminue. Le nombre d'années potentielles est donc plus élevé que celui calculé avec la mortalité du moment. Si, d'une année à la suivante, les classes d'âge conservent le même effectif, mais que la mortalité diminue, il y aura plus d'années à vivre pour l'ensemble de la population, et l'on conclura que le renouvellement est assuré. C'est d'ailleurs presque le cas entre 1986 et 1987, car, si la mortalité était restée inchangée, on serait seulement passé de 2,370 milliards d'années de vie à 2,373 milliards. C'est là que le second défaut apparaît : en postulant que toute année à vivre vaut toute autre, on court le même reproche que lorsqu'on admettait que tout homme valait tout autre : les années d'extrême vieillesse ne sont pas nécessairement assimilables à celles de la jeunesse. Ou, dit différemment, la somme des années à vivre peut être la même dans deux populations de structure d'âge très différentes qu'*a priori* on ne trouverait pas équivalentes.

Le remplacement des générations

Dans l'impossibilité de trouver une équivalence satisfaisante entre populations définies par leurs classes d'âge, on s'est replié sur la notion de remplacement des générations qui contourne la difficulté. En effet, les mêmes individus passent par les différentes classes d'âge au fur et à mesure du vieillissement de leur génération. Intuitivement, on sent que l'idée de génération et celle de renouvellement sont liées dans le concept plus général et plus vague de reproduction : on peut comparer une génération à l'effectif de ses descendants. On peut ainsi définir précisément une équivalence : seront comparables et comparés des gens de même âge dans les deux générations successives. Si par exemple cet âge est de 30 ans, on comptera le nombre de personnes ayant atteint trente ans dans la génération étudiée et le nombre des descendants de cette génération qui auront atteint ce même âge. S'ils sont plus nombreux, une génération aura été remplacée par un effectif plus important et le 7 renouvellement aura été assuré, et s'ils sont moins nombreux, ce sera l'inverse. Pourquoi choisir trente ans plutôt que vingt ou cinquante ? en général cette latitude est évitée car on retient le premier âge, c'est-à-dire les naissances, pour des raisons statistiques : on connaît chaque année le nombre de naissances en fonction de l'année de naissance (et de l'âge) de la mère, et, d'autre part, attendre que tous les descendants d'une génération aient atteint disons trente ans, c'est attendre trente ans après les dernières naissances dans cette génération, c'est-à-dire trente ans après que la génération a franchi l'âge de 50 ans, soit 80 ans. Pour éviter d'attendre si longtemps, prendre les naissances, donc l'âge 0 est la meilleure solution. Avant d'aller plus loin, remarquons qu'implicitement, en parlant de ces 50 ans, on a choisi de mesurer le renouvellement sur la population féminine et d'oublier les hommes. C'est aussi un choix arbitraire dicté par la disponibilité statistique, et par le souci d'éviter des désaccords entre résultats pour les hommes et les femmes. Oublions cette difficulté en fait insurmontable, pour nous contenter d'évaluer le remplacement de la population féminine. C'est ici que les choses se compliquent, ou plutôt qu'elles ont été compliquées par les indices habituellement retenus.

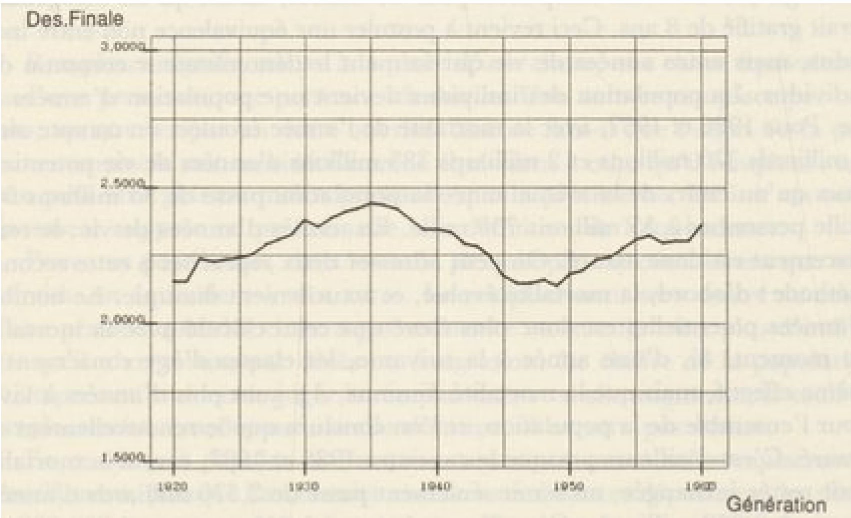


Figure 1. — *Evolution de l'indice de remplacement des générations 1920 à 1960 (rapport des naissances observées de la génération considérée à l'effectif de cette génération observé à la naissance)*

A priori, aucune difficulté ne paraît se présenter : chaque année, les naissances sont connues et publiées en fonction de l'âge, donc de la génération de la mère. On peut donc suivre année après année la descendance cumulée d'une génération donnée. Par exemple, pour la génération 1935, on a compté 760 250 naissances entre 1950 et 1985. Cette génération contenait, à son apparition en 1935, 312 560 femmes. Comme sur les 760 250 naissances, il y avait 371 000 filles, ce sont ces 371 000 naissances féminines qui ont remplacé 312 500 naissances féminines, une génération auparavant. Le remplacement est donc assuré dans la proportion de 1,187 pour 1. Comme, d'habitude, on raisonne plutôt sur l'ensemble des naissances, on peut aussi dire qu'en moyenne, à une naissance féminine en 1935, correspondent 2,43 8 naissances une génération plus tard. Le même calcul peut être effectué pour chaque génération féminine qui a achevé sa descendance, et moyennant une extrapolation (voir discussion en annexe) pour les générations qui sont sur le point d'y parvenir (ici 1950 à 1960). Sur le graphique 1, on a représenté les valeurs obtenues pour les générations 1920 à 1960. Comme il naît 105 garçons pour 100 filles, le seuil de remplacement se situe à 2,05 naissances pour une naissance de mère. Le résultat est surprenant en ce sens qu'il ne rappelle aucun profil d'un indice connu de fécondité, ni la descendance finale, ni l'indicateur conjoncturel. Toutes les générations sont au-dessus du seuil de remplacement, avec un premier maximum en 1935, justement à 2,43, un minimum entre 1945 et 1950, puis une remontée à 2,41 pour la génération 1960. A part le creux des générations nées dans l'immédiat après-guerre, rien dans l'évolution récente ne paraît justifier les craintes sur le non-renouvellement des générations. Le lecteur attentif remarquera aussi la différence entre la valeur habituellement annoncée de la descendance finale en 1955 (2,10), et la valeur obtenue ici par le simple décompte des enfants (2,33). Il existe en effet deux causes de différence entre l'indice précédent de renouvellement et la descendance finale telle qu'on la définit d'habitude. Quelques formules vont le montrer :

Désignons par : 9

- $E(t_0 + x)$: le nombre d'enfants nés de mères de la génération t_0, âgées de x années, 10
- $P(t_0 + x)$: le nombre de femmes d'âge x à l'époque $t_0 + x$,
- $f(t_0 + x)$: le taux de fécondité générale à l'âge x en $t_0 + x$,
- $S(t_0 + x)$: la proportion de survivantes à l'âge x dans la génération t_0,
- $N(t_0)$: le nombre de naissances féminines en t_0.

L'indice de remplacement calculé plus haut s'écrit tout simplement : 11

$$R_1 = \frac{\int E(t_0 + x)\, dx}{N(t_0)}$$

En introduisant les taux de fécondité générale, l'intégrale devient : 12

$$R_1 = \frac{\int f(t_0 + x)\, P(t_0 + x)\, dx}{N(t_0)}$$

Or la descendance finale s'écrit différemment, qu'elle soit brute (D_0) ou nette (D_1) : 13

14

> $Do = \int f\,(t_o + x)\;dx$
> $D_1 = \int f\,(t_o + x)\;S + x)\;dx.$

Dans la descendance finale nette, la proportion de femmes d'âge x en fonction du nombre de naissances dans leur génération est remplacée par la proportion de survivantes, et dans la descendance brute par la valeur 1 partout. Pourquoi ces modifications qui suppriment la réalité palpable de l'indice de remplacement ? Dans le premier cas, le changement revient à éliminer l'effet des migrations. En effet, l'effectif des femmes d'âge x dans la génération t_o a évolué depuis leur naissance par suite de décès et de migrations. Dans la descendance finale nette, l'apport des migrations ne joue plus aucun rôle pour le renouvellement, ce qui est une absurdité, sauf si l'on prouve que les nouvelles venues n'auront aucun enfant en France. On pourrait imaginer que l'on sépare les étrangères des Françaises, mais que faire des naturalisées, éliminées aussi dans le calcul de la descendance finale nette ? Plus exactement, la descendance finale nette ne compte que les descendants des mères nées en France, comme si la population était fermée. Elle mesure la reproduction « naturelle » comme la désignent les Anglo-Saxons, de la même manière que la différence entre les naissances et les décès dans une population mesure l'accroissement « naturel ». Déduire l'accroissement réel de l'accroissement naturel est une erreur qu'aucun démographe ne commet. Déduire le remplacement de la population est une erreur du même ordre puisqu'on ne tient plus compte du solde migratoire dans le calcul du remplacement. En réalité, avec les descendances finales, on a confondu deux concepts, celui de fécondité qui décrit un comportement individuel (de manière statistique) et celui de remplacement qui concerne la population dans son ensemble. La fécondité mesure le nombre moyen d'enfants qu'une femme de cette génération aura réellement engendrés. Mais elle ne dit rien sur la croissance ou la décroissance de la population. Inversement, l'indice de remplacement nous dit quelle est la marche de la population, mais ne renseigne pas directement sur la fécondité. Les naissances y sont imputées en bloc à la génération considérée, tandis que le taux de fécondité, par construction, les rapporte à la « population soumise au risque », donc aux mères individuellement. Chaque procédé a sa logique qui ne peut être étendue à l'autre, sauf dans le cas d'une population fermée. Précisons encore l'idée par un exemple schématique : supposons qu'en moyenne chaque femme ait 1,5 enfant au cours de son existence et que, chaque fois qu'une naissance se produit, un nouveau-né immigre immédiatement de l'étranger où il est lui-même né. La fécondité sera faible ($D_o = 1{,}5$), mais le remplacement ($R = 3{,}0$) sera largement assuré. Il serait tout aussi faux d'en déduire que les femmes ont trois enfants en moyenne que d'affirmer qu'avec 1,5 on est en dessous du seuil de remplacement (c'est cependant l'attitude adoptée par les auteurs des citations de l'introduction). Pour compliquer encore la situation, on emploie rarement la descendance finale nette, à laquelle on préfère la descendance finale brute, soit la simple somme des taux de fécondité générale. C'est-à-dire que l'on ne tient pas compte de la mortalité, après avoir déjà supprimé les migrations. Le résultat est 15 assez complexe : d'abord, ce nouvel indice ne représente plus le nombre moyen d'enfants nés d'une femme de la génération considérée, mais le nombre moyen d'enfants nés d'une femme qui aurait survécu jusqu'à 50 ans. Autant le premier calcul du remplacement reposait sur une équivalence concrète, autant on tombe ici dans l'abstraction. Qu'il soit utile de résumer la fécondité d'une génération par un tel indice, cela est possible, mais on ne comprend plus quoi est remplacé par quoi : que deviennent les enfants des mères décédées avant 50 ans, et ceux dont la mère n'est pas née en France ? Cependant, cet indice est aussi utilisé pour parler de remplacement. Comme on ne peut pas passer sous silence l'effet de la mortalité, on compare la descendance finale brute à un seuil de remplacement qui tient compte de la mortalité à l'aide d'une hypothèse supplémentaire elle aussi abstraite : on calcule quelle valeur devrait avoir la somme des taux de fécondité, pour que la descendance nette soit exactement d'une fille pour une femme, soit :

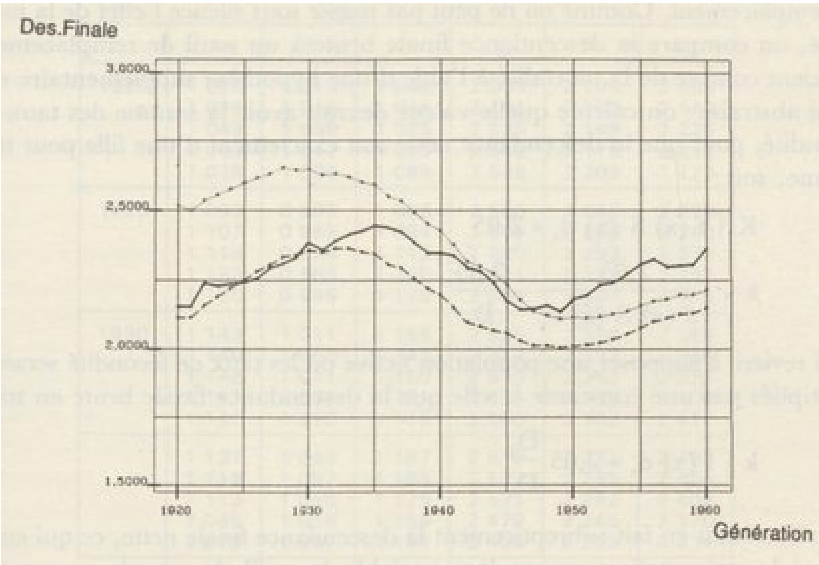


Figure 2. — *Evolution de l'indice de remplacement (trait continu) aux descendances finales brutes (pointillés) et nettes (tirets) pour les générations 1920 à 1960*

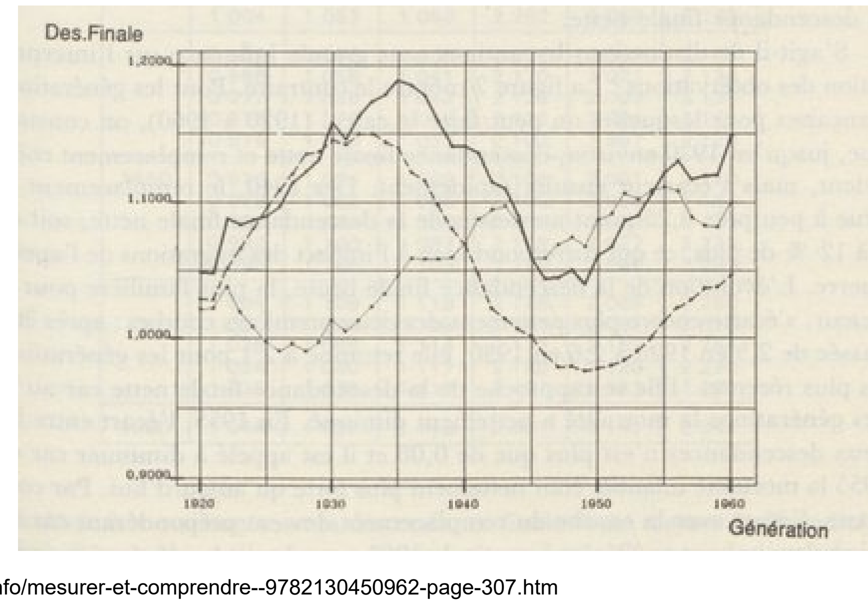


Figure 3. — *Evolution de taux de remplacement naturel A (tirets), migratoire R (pointillés) et total T (trait continu)*

$$K \int f(x)\, S(x)\, d_x = 2{,}05$$

$$k = \frac{2{,}05}{\int f(x)\, S(x)\, d_x} = \frac{2{,}05}{D_1}$$

Ceci revient à supposer une population fictive où les taux de fécondité seraient multipliés par une constante k telle que la descendance finale brute en soit : 16

$$k \int f(x)\, d_x = 2{,}05\, \frac{D_0}{D_1}$$

On réintroduit en fait subrepticement la descendance finale nette, ce qui complique la présentation en rendant variable le seuil de remplacement qui jusqu'ici valait 2,05. La confusion entre reproduction et remplacement est donc la même dans le cas de la descendance finale brute que dans celui de la descendance finale nette. 17

S'agit-il de distinctions byzantines sans grande influence sur l'interprétation des observations ? La figure 2 montre le contraire. Pour les générations françaises pour lesquelles on peut faire le calcul (1920 à 1960), on constate que, jusqu'en 1930 environ, descendance finale nette et remplacement coïncident, mais s'écartent ensuite rapidement. Dès 1940, le remplacement se situe à peu près 0,25 point au-dessus de la descendance finale nette, soit de 9 à 12 % de plus, ce qui correspond bien à l'impact des migrations de l'après-guerre. L'évolution de la descendance finale brute, la plus familière pour le lecteur, s'écarte encore plus nettement des deux premières courbes : après être passée de 2,5 en 1920 à 2,6 en 1930, elle retombe à 2,1 pour les générations les plus récentes. Elle se rapproche de la descendance finale nette car au fil des générations la mortalité a nettement diminué. En 1955, l'écart entre les deux descendances n'est plus que de 0,08 et il est appelé à diminuer car en 1955 la mortalité infantile était nettement plus forte qu'aujourd'hui. Par contraste, l'écart avec la courbe du remplacement devient prépondérant car les migrations se sont accélérées à partir de 1960, grossissant les générations nées dans l'après-guerre de jeunes immigrants du même âge. 18

Chacune des trois courbes a une signification précise : celle du remplacement mesure le renouvellement, c'est-à-dire le rapport de l'effectif d'une génération à la précédente (toutes deux comptées à la naissance), celle de la descendance nette mesure combien d'enfants aura en moyenne une femme considérée à sa naissance, et la descendance finale brute mesure la fécondité, c'est-à-dire combien d'enfants a 19 eus en moyenne une femme de la génération considérée, arrivée à 50 ans. Confondre les significations, attribuer la mesure de la fécondité à l'indice de remplacement ou vice-versa est une faute de logique.

	A	R	T	D_0	D_1	R_1
1920	1 026	1 019	1 046	2 503	2 104	2 143
	1 026	1 019	1 045	2 485	2 103	2 143
	1 049	1 035	1 085	2 525	2 149	2 225
	1 063	1 017	1 081	2 545	2 179	2 215
	1 078	1 006	1 085	2 565	2 209	2 223
1925	1 093	0 995	1 088	2 586	2 240	2 229
	1 107	0 989	1 094	2 605	2 268	2 243
	1 118	0 994	1 112	2 620	2 293	2 279
	1 133	0 989	1 120	2 641	2 322	2 297
	1 135	0 995	1 129	2 631	2 327	2 315
1930	1 143	1 011	1 155	2 635	2 343	2 368
	1 140	1 003	1 143	2 614	2 337	2 344
	1 148	1 011	1 160	2 618	2 352	2 377
	1 147	1 021	1 171	2 606	2 352	2 400
	1 141	1 030	1 176	2 590	2 340	2 411
	1 137	1 043	1 187	2 579	2 331	2 432
	1 119	1 057	1 183	2 537	2 295	2 424
	1 113	1 056	1 175	2 521	2 282	2 409
	1 095	1 056	1 156	2 479	2 245	2 370
	1 078	1 057	1 139	2 439	2 209	2 334
1940	1 066	1 068	1 138	2 413	2 186	2 333
	1 045	1 085	1 133	2 364	2 142	2 323
	1 019	1 092	1 112	2 305	2 089	2 281
	1 012	1 094	1 107	2 285	2 074	2 270
	1 004	1 083	1 088	2 262	2 059	2 229
	0 999	1 056	1 055	2 222	2 048	2 163
	0 986	1 056	1 041	2 170	2 021	2 134
	0 977	1 066	1 042	2 129	2 003	2 136
	0 978	1 072	1 048	2 112	2 004	2 148
	0 974	1 065	1 037	2 102	1 997	2 126
1950	0 976	1 084	1 059	2 106	2 001	2 170
	0 978	1 089	1 065	2 105	2 005	2 183
	0 982	1 104	1 084	2 109	2 013	2 222
	0 989	1 100	1 087	2 118	2 027	2 229
	0 998	1 106	1 103	2 129	2 045	2 262
	1 009	1 109	1 119	2 148	2 069	2 295
	1 020	1 106	1 128	2 164	2 091	2 312
	1 026	1 086	1 114	2 172	2 103	2 284
	1 034	1 080	1 117	2 186	2 120	2 290
	1 035	1 079	1 117	2 187	2 122	2 291
1960	1 044	1 097	1 146	2 204	2 141	2 349

Tableau 1. — *Valeur des taux de remplacement naturel (A), migratoire (R), total (T) et des descendances finales brutes (D_0), nettes (D_1) et de remplacement (R_1) pour les générations 1920 à 1960*

Tenir précisément compte des migrations

Tout comme dans le cas de la mesure de l'accroissement d'une population par laquelle on a commencé, on peut séparer pour la génération un renouvellement « naturel » résultat de l'action de la fécondité (descendance brute) et de la mortalité (descendance nette), et un renouvellement migratoire exprimé par le taux de remplacement. En posant : 20

A = renouvellement « naturel », 21

R = renouvellement migratoire, 22

T = (A)* (R) = renouvellement (observé ou réel). 23

Le renouvellement naturel est connu, c’est le rapport de la descendance nette à 2,05, 24
nombre moyen de naissances des deux sexes correspondant à une naissance féminine. Le renouvellement total est connu, c’est le renouvellement observé T, c’est-à-dire le taux de renouvellement divisé aussi par 2,05. En divisant ce dernier par le premier, on détermine le renouvellement migratoire. Ces trois quantités ont été calculées (tableau 1) et représentées (graphique 3) pour les générations 1920 à 1960. On constate que le renouvellement a toujours été nettement assuré pour les générations nées depuis 1920. Il a atteint sa plus forte valeur (+ 18,7 %) pour la génération 1935, puis est retombé aux alentours de 5 % pour celles nées entre 1945 et 1950, avant de s’élever à nouveau jusqu’à un niveau voisin de son maximum de 1935 (14,6 % en 1960, mais il s’agit d’une estimation discutée en annexe). Cette évolution s’explique par les deux composantes du renouvellement : tandis que le renouvellement « naturel » diminue vite entre 1930 et 1950, passant de 15 % à - 2 %, le renouvellement migratoire s’accroît mais plus lentement, passant de rien en début de période à 10 % à partir de 1950.

On sait que les accroissements naturels et migratoires sont compatibles avec le 25
modèle des populations stables dans lequel les comportements sont identiques d’une année à la suivante. Il en est de même pour les renouvellements total, naturel et migratoire. En effet une population soumise à des migrations dont le solde par âge est proportionnel à l’effectif de la classe d’âge considérée suit une équation de Lotka où E(x) remplace la survie S(x). On peut d’ailleurs convertir les taux de renouvellement par génération A, R et T en leurs équivalents instantanés comme on le fait pour le modèle sans migration :

$$\int f(x) \frac{E(x)}{N} e^{-tx} dx = 2{,}05$$

$$\int f(x) S(x) e^{-rx} dx = 2{,}05$$

$$a + r = t \qquad e^{au}.e^{ru} = A.R = T.$$

La théorie du remplacement des générations est donc le décalque de la théorie de 26
l’accroissement des populations : définition d’une équivalence entre individus, séparation d’une composante « naturelle » et d’une composante migratoire. Il n’y a alors aucune raison, dans le cas de l’accroissement d’une population, de tenir compte du solde migratoire et dans le cas du renouvellement de l’ignorer comme le font le rapport au Parlement et l’annuaire des communautés. Cependant, tout n’est pas réglé par cette rectification. Intuitivement, on sent que si l’on a tenu compte de la descendance des immigrés dans le remplacement des générations, on a passé sous silence l’apport de la première génération, celle des immigrés, qui n’est pas compté dans cette manière de mesurer le renouvellement d’une génération à la suivante. Il est possible de remédier à cet oubli, mais cela va conduire à des difficultés

supplémentaires dont le prix est trop fort à payer. Il faut d'abord établir une équivalence différente de celle des naissances. Le plus simple, comme pour la population totale, est de supposer que l'on mesure les effectifs des générations à un âge y. On comparera alors l'effectif d'une génération donnée, par exemple 1935, à un âge donné, par exemple 25 ans, donc en 1960, à l'effectif de ses descendants au même âge. Les formules des deux effectifs sont :

$$P\ (t_0 + y) \text{ et } \int E\ (t_0 + x)\ \frac{P_x\ (t_0 + x + y)}{N\ (t_0 + x)}\ dx$$

où P_x $(t_0 + x + y)$ désigne la population d'âge x en $t_0 + x + y$. 27

La difficulté est la suivante : en remplaçant E (x) par E (x)* P_x $(x + y + t_0)$, on fait 28
l'hypothèse que les migrants arrivés dans la seconde génération ont une répartition par âge de la mère identique à celle des non-migrants, ce qui est sans doute légèrement inexact, car la fécondité n'est pas la même en France et dans les pays d'origine, et ce qui est hypothétique, alors que l'on a raisonné jusqu'ici sur des observations. On voit cependant que ce moyen permet de saisir l'influence d'une vague migratoire arrivant dans la génération des enfants. Une seconde difficulté se présente dans le calcul : pour l'effectuer, il faut que les derniers enfants de la génération aient atteint l'âge y, soit 50 + y années après la naissance de la génération considérée. Prenons par exemple la génération 1935 qui a déjà servi d'exemple, et fixons y à 20 ans. Les derniers enfants de la génération naissent en 1985 et atteignent leurs 20 ans en 2005. Il est actuellement impossible de donner une estimation de la proportion que représenteront les gens de 20 ans en 2005 par rapport à l'effectif initial de leur génération en 1985, car il serait hasardeux de prévoir l'évolution de la mortalité et présomptueux de dessiner le devenir des migrations. Or 1935 n'est pas une génération très récente, et 20 ans n'est pas un âge très élevé. Fixer la mortalité à son niveau actuel et supposer des migrations comparables à celles des 20 dernières années permettrait de faire le calcul mais n'offrirait aucune garantie objective. Il paraît donc plus sage de ne pas poursuivre sur cette voie sauf pour étudier un passé suffisamment lointain.

D'autant que s'ajoute un dernier obstacle à cette conception du remplacement, le 29
choix de l'âge y : pour certains âges une génération peut se renouveler et non pour d'autres, comme pour une population certaines classes d'âge pouvaient se situer au-dessous ou au-dessus du seuil de remplacement. On se souvient qu'on avait proposé une pondération des classes d'âge en postulant l'équivalence des années à vivre. La même proposition peut être avancée pour les générations : on calculera alors un taux de remplacement des années vécues (c'est le correspondant du taux de reproduction des années vécues utilisé parfois pour mesurer le remplacement « naturel »). On compare dans ce cas l'ensemble des années vécues par la génération considérée à

l'ensemble des années vécues par ses enfants. La difficulté vient à nouveau du fait que la génération des enfants n'est pas éteinte habituellement sauf à remonter à un passé assez lointain, si bien qu'on remplace les années vécues par des années à vivre en utilisant la dernière table de mortalité du moment connue et en négligeant l'impact des migrations. Cette méthode a été utilisée pour établir un « taux de reproduction des années vécues » au XIX^{e} siècle et pour expliquer comment la population s'était accrue, malgré un remplacement inférieur à 2,05. La baisse de la mortalité avait en effet équilibré celle de la fécondité de telle sorte que, vivant plus longtemps, les descendants d'une génération même moins nombreux que leurs mères vivaient un total d'années plus grand qu'elles. L. Henry a effectué le calcul dans un passé assez lointain pour que les données nécessaires aient pu être presque toutes récoltées ou estimées. Pour l'époque moderne, il est bien sûr impossible de procéder ainsi. Les derniers enfants nés de mères de la génération 1935 s'éteindront vers 2085. Ce serait une gageure de prévoir leur destin et les migrations qui auraient pu altérer leur effectif vers la fin du prochain siècle. Parfois, ce taux de reproduction des années vécues est calculé en utilisant une table de mortalité pour la génération des mères et une autre pour celle des filles. C'est une convention dans laquelle on ne retrouve pas le postulat d'équivalence nécessaire à l'évaluation d'un remplacement et dont le résultat faute de tenir compte des migrations tombe sous les critiques déjà faites.

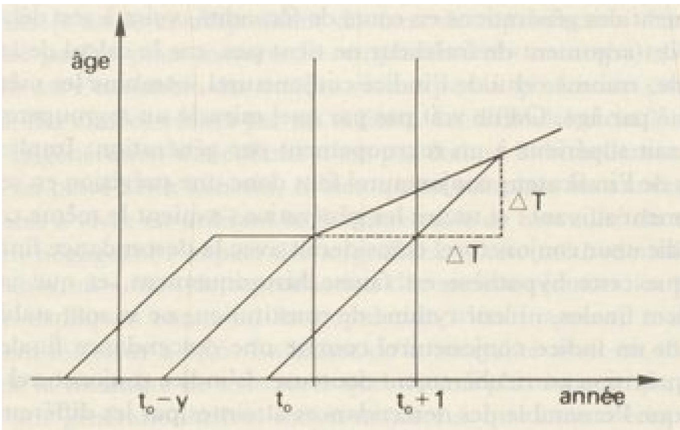
Ces subtilités n'améliorent pas l'appréciation du remplacement tout en la compliquant. En ce domaine, la simplicité est de mise actuellement. Il paraît donc plus sage de s'en tenir au remplacement des générations comptées à leur naissance, même si cela sous-estime temporairement l'effet des migrations. Cependant, ce n'est pas la méthode adoptée. Après avoir fait appel à la notion de remplacement des générations, le rapport de l'Ined, comme Eurostat, se fonde sur les valeurs de l'indicateur conjoncturel de fécondité pour émettre un jugement. Indépendamment de la question des migrations que ce changement d'indice laisse intacte, cette façon de procéder est particulièrement dangereuse comme on va le montrer. 30

Indice conjoncturel et remplacement de la population

On reproche d'habitude au calcul du remplacement des générations son manque d'actualité : la dernière génération entièrement connue remonte à 1940, et l'extrême limite des extrapolations ne peut dépasser 1960 actuellement, comme les fourchettes calculées en annexe le montrent. Qu'en est-il du comportement des générations les plus récentes ? Certains mettent alors en avant l'indice conjoncturel qui fournirait une estimation « fraîche » du comportement des générations en cours de fécondité, voire à son début. Logiquement, cet argument de fraîcheur ne tient pas, car le calcul de la descendance finale, comme celui de l'indice conjoncturel, combine les mêmes taux de fécondité par âge. On ne voit pas par quel miracle un regroupement selon l'année serait supérieur à un regroupement par génération. Implicitement, les 31 tenants de l'indicateur conjoncturel font donc une prévision en se fondant sur l'argument suivant : si toutes les générations avaient le même comportement, l'indicateur conjoncturel coïnciderait avec la descendance finale. Chacun sait que cette hypothèse est fausse historiquement, et que jamais les descendances finales, ni leur rythme de constitution, ne se sont stabilisés. En interprétant un indice conjoncturel comme une descendance finale, on fait donc une prévision particulièrement douteuse. L'indice conjoncturel n'est pas plus frais que l'ensemble des descendances atteintes par les différentes générations, mais il incorpore sans le dire explicitement une prévision. Si c'était le seul reproche à lui faire, on pourrait cependant le conserver au bénéfice du doute. Malheureusement, il souffre de deux autres défauts irrémédiables :

– D'abord, aucune équivalence n'est posée entre ce qui est remplacé et ce qui remplace, contrairement aux cas étudiés auparavant. L'indice conjoncturel n'est pas réel. Il s'agit d'une reconstruction dans laquelle on calcule le nombre moyen d'enfants nés durant l'année dans une population où il y aurait une seule femme à chaque âge. Dans une telle population, d'une année à la suivante le bilan est le suivant : disparition d'une classe d'âge, la plus âgée, donc une personne de moins puisqu'il y a une personne par classe d'âge ; apparition d'un nombre d'enfants égal en moyenne à l'indicateur conjoncturel. La mortalité n'est pas prise en compte sauf par une convention supplémentaire : on calcule par quelle quantité il faudrait multiplier les taux de fécondité par âge pour que l'indicateur net calculé avec la mortalité du moment soit égal à 2,05. Si le multiplicateur est inférieur à 1, on est réputé au-dessus du seuil de remplacement « des générations », s'il est inférieur à 1, au-dessous. On ajoute donc à l'hypothèse d'une constance de la fécondité celle d'une constance de la mortalité, hypothèse encore plus invraisemblable si c'est possible. Si le lecteur trouve l'appréciation sévère, qu'il se pose simplement la question suivante : dans ce remplacement mesuré par l'indicateur conjoncturel, quelle quantité (individus de tel ou tel âge, années) remplace quelle quantité ? que sort-il et que rentre-t-il ? Il est impossible d'y répondre en termes réels. Mais ce n'est pas tout : 32
– Même si toutes les générations ont la même descendance finale, l'indice conjoncturel peut prendre d'autres valeurs car il est très sensible aux changements de calendrier. Par définition, il reflète la conjoncture et déforme comme un prisme les effets de structure des générations. On sait en effet qu'un retard ou une avance de calendrier se répercute vivement sur l'indice conjoncturel. Un schéma très simple va permettre de rappeler le mécanisme en cause : dans un plan de Lexis, où toutes les générations élémentaires ont le même effectif, on comptabilise un événement qui jusqu'en t_0 arrive à l'âge y. A partir de t_0, cet événement survient de plus en plus tard dans les générations vieillissant au rythme régulier de DT par année. Ainsi, la génération t_0 - y subira l'événement à l'âge y en t_0, et la génération t_0 - y + x ne le connaîtra qu'à l'âge y + DT*x. Il est facile de figurer cette évolution sur le plan de Lexis : l'âge de l'événement s'élève régulièrement. Les événements des générations comprises entre t_0 - y et t_0 - y + 1,

en l'absence de vieillissement, se seraient produits entre t_0 et $t_0 + 1$ et seraient figurés par une horizontale. Ils se produisent maintenant entre t_0 et $t_0 + 1 + DT$. Comme l'évolution est régulière, ils gardent la même densité sur le segment de droite incliné qui les décrit dans le plan de Lexis. Le nombre d'événements observés sur l'année civile entre t_0 et $t_0 + 1$ sera alors réduit dans la proportion $1/(1 + DT)$. Pour donner l'ordre de grandeur de cet effet, un retard de 2 mois par an, soit un sixième d'année, abaisse l'indice conjoncturel aux 6/7 de sa valeur, donc d'un septième. Cette situation est de plus en plus fréquente dans les pays développés. Ainsi depuis 1975, l'âge des mères à la naissance de leur premier enfant a augmenté de près de trois ans, soit justement un petit plus de deux mois par an. L'indice conjoncturel en a été affecté d'autant ; accessoirement, cela explique presque tout l'écart entre la valeur de l'indice à 1,8 depuis 15 ans et la valeur 2,1 des descendances finales des générations les plus récentes pour lesquelles le calcul est possible. Dans de telles conditions, il est particulièrement dangereux d'assimiler l'indice conjoncturel à une descendance finale.



Graphique 4. — *Effet d'un déplacement de calendrier régulier sur la fréquence annuelle des événements (plan de Lexis)*

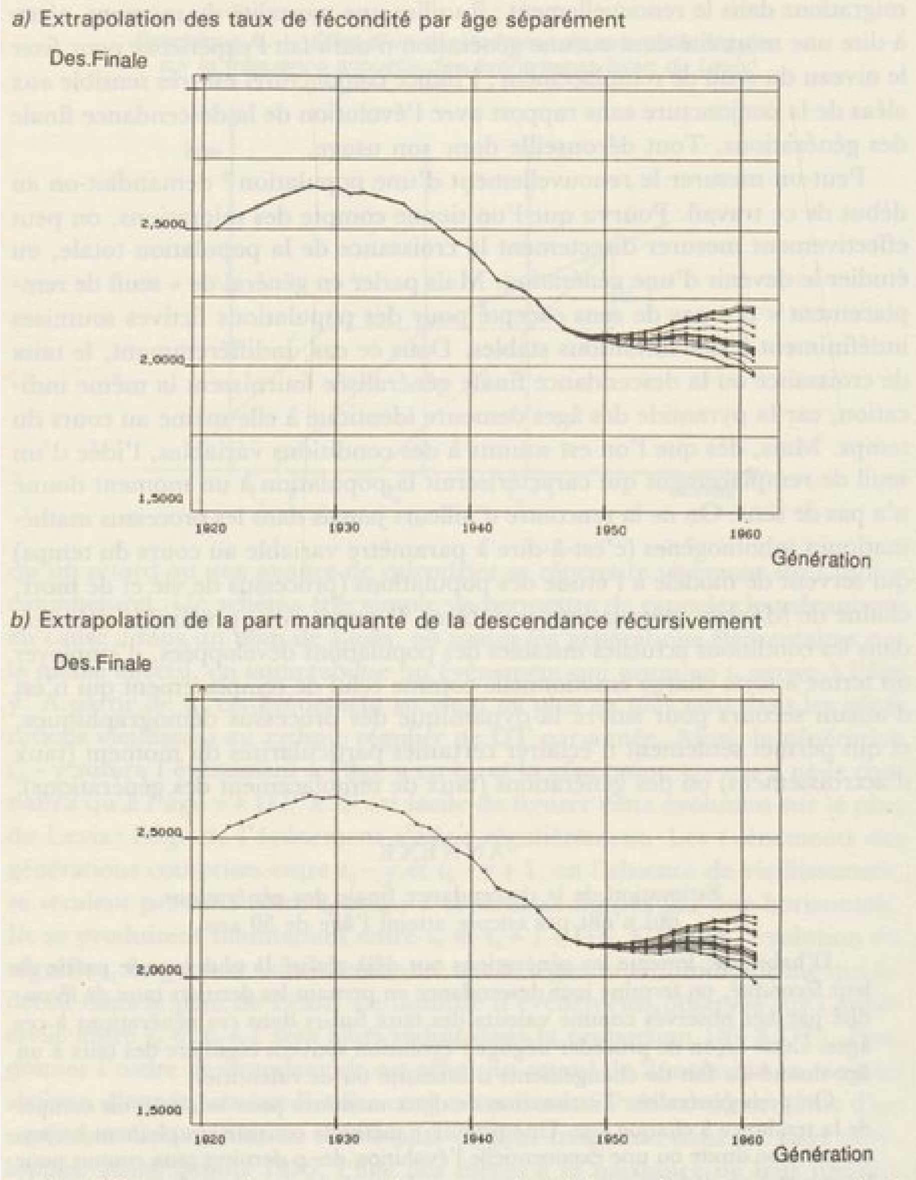
Résumons ces critiques : l'indicateur conjoncturel ne tient pas compte des 33
migrations dans le renouvellement ; il utilise une mortalité du moment, c'est-à-dire une mortalité dont aucune génération n'aura fait l'expérience pour fixer le niveau du seuil de remplacement ; l'indice conjoncturel est très sensible aux aléas de la conjoncture sans rapport avec l'évolution de la descendance finale des générations. Tout déconseille donc son usage.

Peut-on mesurer le renouvellement d'une population ? demandait-on au début de ce 34
travail. Pourvu que l'on tienne compte des migrations, on peut effectivement mesurer directement la croissance de la population totale, ou étudier le devenir d'une génération. Mais parler en général de « seuil de remplacement » n'a pas de sens excepté pour des populations fictives soumises indéfiniment à des conditions stables. Dans ce cas, indifféremment, le taux de croissance ou la descendance finale généralisée fournissent la même indication, car la pyramide des âges demeure

identique à elle-même au cours du temps. Mais, dès que l'on est soumis à des conditions variables, l'idée d'un seuil de remplacement qui caractériserait la population à un moment donné n'a pas de sens. On ne la rencontre d'ailleurs jamais dans les processus mathématiques inhomogènes (c'est-à-dire à paramètre variable au cours du temps) qui servent de modèle à l'étude des populations (processus de vie et de mort, chaîne de Markov, populations instables). Il paraît donc préférable d'éviter, dans les conditions actuelles instables des populations développées, d'employer un terme à forte charge émotionnelle comme celui de remplacement qui n'est d'aucun secours pour suivre la dynamique des processus démographiques, et qui permet seulement d'éclairer certaines particularités du moment (taux d'accroissement) ou des générations (taux de remplacement des générations).

D'habitude, lorsque les générations ont déjà réalisé la plus grande partie de leur fécondité, on termine leur descendance en prenant les derniers taux de fécondité par âge observés comme valeurs des taux futurs dans ces générations à ces âges. Cette façon de procéder néglige l'évolution souvent régulière des taux à un âge donné du fait de changements d'intensité ou de calendrier.

On peut généraliser l'estimation de deux manières pour mieux tenir compte de la tendance à chaque âge. Une première méthode consiste simplement à ajuster par une droite ou une exponentielle l'évolution des p derniers taux connus pour l'âge x et à en déduire par extrapolation de la tendance la valeur de ce même taux à l'âge x k années après la dernière année connue. Pour un ajustement linéaire, les résultats sont indiqués sur le tableau B1 pour des valeurs de p variant de 1 à 14 ans, et pour les descendances finales des générations 1950 à 1960, soit pour des femmes qui ont atteint en 1987 des âges de 27 à 37 ans. Cette façon de faire a le désavantage de traiter les taux à des âges différents comme strictement indépendants alors qu'ils résultent d'un découpage arbitraire du continuum des âges. Une manière d'introduire une certaine dépendance entre les taux consiste à estimer séquentiellement non plus chaque taux, mais chaque descendance finale manquante. Par exemple, si t est la dernière date où les taux par âge sont connus, on estimera le taux à 50 ans de la génération t-49 par l'extrapolation linéaire des p taux à 50 ans observés de t-p à t-1. Puis, on considérera ce taux en t + 1 à 50 ans comme connu. On glissera alors d'un cran en estimant la part de la descendance finale de la génération t-48 inconnue, c'est-à-dire la somme des taux à 49 et 50 ans. Or, avec l'opération précédente, on connaît la somme de ces deux taux dans toutes les générations précédentes. Il suffit alors d'ajuster la somme des taux à 49 et 50 ans dans les p générations t-49 à t-48-p et d'extrapoler d'un an pour avoir la part manquante de la descendance finale de la génération t-48. En considérant ce résultat comme acquis, on peut de la même manière estimer la part manquante de la génération t-47 à partir des p générations précédentes entièrement déterminées désormais. En procédant récursivement de génération en génération, on peut estimer la descendance finale d'une génération aussi récente qu'on le désire. Les résultats de l'estimation sont reportés sur le tableau B2 et les parts de variance prises en compte sur le tableau B3 pour les mêmes générations et les mêmes valeurs de p que précédemment. Si cette méthode tient mieux compte des liens entre les évolutions des différents taux, il faut dire à son désavantage qu'elle accorde un poids inégal aux divers taux connus. Le taux à 50 ans en t est utilisé dans tous les ajustements, en chaîne, tandis que par exemple le taux à 40 ans n'intervient que pour la dixième génération à estimer. Cet inconvénient est limité par le fait que les taux décroissent avec l'âge.



Les différentes courbes correspondent au nombre d'observations retenues pour l'estimation (de 1 à 15), c'est-à-dire la profondeur du passé pris en compte.

Figure A1. — *Estimation de la descendance finale selon*

nb d années p génération :	1	2	4	6	8	10	12
1950	2,10	2,10	2,11	2,10	2,10	2,10	2,09
1955	2,09	2,14	2,15	2,12	2,10	2,10	2,09
1960	2,01	2,16	2,21	2,13	2,06	2,08	2,07

Tableau B1. — *Descendance finale des générations 1950 à 1960 estimée par extrapolation des taux de fécondité générale à chaque âge selon une régression linéaire prenant en compte les p dernières années connues*

---

nb d années p génération :	1	2	4	6	8	10	12
1950	2,10	2,10	2,11	2,10	2,10	2,10	2,10
1955	2,09	2,13	2,15	2,13	2,11	2,11	2,10
1960	2,01	2,16	2,21	2,16	2,10	2,09	2,08

Tableau B2. — *Descendance finale des générations 1950 à 1960 estimée par régression récursive de la partie inconnue de la descendance sur l'équivalent connu ou déjà déterminé des p générations* *précédentes*

nb d années p génération :	4	6	8		10	12
1950	.982	.890	.904	.701	.664	.187
1955	.996	.996	.978	.986	.990	.894
1960	1.00	.997	.983	.989	.988	.985

Tableau B3. — *Part de la variance totale prise en compte par les régressions en chaîne du tableau B2*

> La figure A1 indique les descendances finales obtenues par les deux procédés pour des valeurs de p variant de 1 à 14. Les valeurs les plus faibles à partir de la génération 1950 sont prises par la reconduction des derniers taux observés (p = 1), et les valeurs les plus fortes sont obtenues pour p = 5 ou 6. On a retenu la valeur 5 dans les graphiques de l'article pour compenser l'usage systématique dans la littérature de p = 1. La fourchette s'ouvre rapidement. L'écart entre les estimations extrêmes atteint 0,2. Il est seulement de 0,07 pour 1955.
> Les valeurs obtenues pour D_0 ont servi à remettre à l'échelle les autres indicateurs pour les générations postérieures à 1950 : on a calculé dans chaque cas, y compris pour D_0, la dernière valeur cumulée atteinte (descendance ou remplacement atteint à l'âge x) et on a multiplié par le rapport de D_0 estimé total à D_0 atteint. Cette façon de faire bloque les migrations au niveau atteint à l'âge x, ce qui est d'autant plus inexact que cet âge est jeune. Dans le cas de la France où ces migrations cumulées augmentent avec le vieillissement de la génération, on commet une petite erreur par défaut, ce qui est une raison supplémentaire de retenir une estimation haute plutôt que moyenne. Il est bien sûr possible d'appliquer à chaque indice séparément les deux méthodes utilisées pour prolonger D_0, mais l'hypothèse d'une évolution linéaire est plus difficile à justifier dans le cas des migrations, ce qui a dissuadé d'employer ce procédé.

Plan

Indice conjoncturel et remplacement de la population

Auteur

Hervé Le Bras

Mis en ligne sur Cairn.info le 27/04/2020
https://doi.org/10.3917/puf.barde.1993.01.0307