

Distinguer contraception d'arrêt et contraception d'espacement

Revue des méthodes en démographie historique

Jan Van Bavel

DANS **POPULATION** 2004/1 Vol. 59 , PAGES 119 À 132

ÉDITIONS **INED ÉDITIONS**

ISSN 0032-4663

DOI 10.3917/popu.401.0119

Article disponible en ligne à l'adresse

<https://shs.cairn.info/revue-population-2004-1-page-119?lang=fr>



Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...
Scannez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



Distribution électronique Cairn.info pour Ined Éditions.

Vous avez l'autorisation de reproduire cet article dans les limites des conditions d'utilisation de Cairn.info ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Détails et conditions sur [cairn.info/copyright](https://shs.cairn.info/copyright).

Sauf dispositions légales contraires, les usages numériques à des fins pédagogiques des présentes ressources sont soumises à l'autorisation de l'Éditeur ou, le cas échéant, de l'organisme de gestion collective habilité à cet effet. Il en est ainsi notamment en France avec le CFC qui est l'organisme agréé en la matière.

Distinguer contraception d'arrêt et contraception d'espacement

Revue des méthodes en démographie historique

Jan VAN BAVEL*

Les couples qui, après avoir eu un certain nombre d'enfants, désirent limiter leur fécondité ou y mettre un terme peuvent choisir entre deux stratégies : l'espacement des naissances ou l'arrêt de la procréation. L'espacement consiste à allonger les intervalles entre naissances successives, tandis que la stratégie d'arrêt vise à éviter toute conception une fois atteint le nombre d'enfants désiré (Knodel, 1987 ; Okun, 1995).

Il est généralement admis parmi les spécialistes que la contraception d'arrêt a joué le rôle principal dans le processus historique de transition de la fécondité en Europe. Cet article est une contribution au débat qui a été rouvert sur le rôle de la contraception d'espacement avant et pendant la transition de la fécondité (voir Okun, 1995 ; Hionidou, 1998 ; Friedlander, Okun et Segal, 1999 ; Fisher, 2000 ; Clegg, 2001). Je vais montrer tout d'abord comment la recherche historique sur la transition de la fécondité a été méthodologiquement incapable de détecter de manière probante les comportements d'espacement intentionnel des naissances. Ensuite, je ferai des propositions quant au type de méthode à utiliser en démographie historique pour évaluer le rôle de l'espacement des naissances.

I. Les méthodes habituellement employées pour détecter les comportements d'espacement des naissances et d'arrêt de la procréation

Au cours des dernières décennies, on a essayé à diverses reprises de mettre au point des méthodes permettant de déceler l'existence de comportements d'espacement des naissances dans les données historiques sur la fécondité. La plupart de ces tentatives n'ont pas vraiment été convaincantes. Mais jusqu'à présent, même si l'on estime que le rôle majeur de l'espacement des naissances dans la transition de la fécondité européenne n'est pas démontré, le contraire n'est pas davantage étayé par des preuves solides.

* Département de sociologie, Université catholique de Leuven, Belgique.
Traduit par Éric Vilquin.

En premier lieu, John Knodel (1987) a fait remarquer que les travaux de démographie historique ont plus souvent porté sur les comportements visant délibérément l'arrêt de la procréation que sur les stratégies d'espacement des naissances. Pour lui, la principale raison en est que l'arrêt volontaire de la procréation est plus facile à déceler que l'espacement volontaire des naissances. En second lieu, on sait que les indices de contrôle de la fécondité généralement utilisés sont seulement conçus pour détecter l'arrêt de la procréation; ils ne sont pas faits pour déceler des comportements d'espacement. C'est le cas, au premier chef, du paramètre m , très largement utilisé dans le modèle de Coale-Trussell (1974, 1978) :

$$r(a) = n(a)Me^{mv(a)} \quad [1]$$

où $r(a)$ est le taux de fécondité légitime à l'âge a dans la population étudiée; $n(a)$ est le taux de fécondité naturelle (non contrôlée) à l'âge a dans une population de référence; $v(a)$ est un vecteur d'effets de contrôle de la fécondité selon l'âge; et M est le niveau de fécondité naturelle de cette population. Le paramètre m est interprété comme un « indice de contrôle de la fécondité », mais il n'est conçu que pour mettre en évidence des comportements d'arrêt (Wilson, Oeppen et Pardoe, 1988).

Un autre indice de contrôle de la fécondité souvent utilisé est l'âge de la mère à la naissance de son dernier enfant. Si l'on a généralement interprété la baisse de cet indice comme le témoignage d'un comportement d'arrêt, il a été démontré que l'allongement des intervalles intergénésiques fait également baisser l'âge à la dernière naissance. L'ampleur de cet effet a donné lieu à certaines controverses (voir Knodel, 1987; Anderton, 1989; et la réponse de McDonald et Knodel, 1989), mais on a montré, grâce à des simulations, qu'une baisse de l'âge moyen à la dernière naissance ne peut pas être interprétée automatiquement et exclusivement comme un indicateur d'un comportement d'arrêt (Okun, 1995). Il en est de même pour l'allongement du dernier intervalle fermé, que l'on a interprété comme révélateur de tentatives infructueuses d'arrêt de la procréation. Mais l'espacement des naissances affecte tous les intervalles intergénésiques, y compris le dernier. Comme les deux types de contrôle de la fécondité allongent le dernier intervalle fermé, on ne peut départager l'espacement et l'arrêt en examinant les variations d'amplitude de cet intervalle (Okun, 1995).

Ce que je voudrais surtout faire remarquer dans la discussion qui va suivre, c'est que l'absence de preuves décisives en faveur ou à l'encontre de la stratégie d'espacement est également due au fait qu'en démographie historique, beaucoup d'analyses se situent à un niveau très agrégé. Les paragraphes suivants abordent les conséquences de telles agrégations sur divers paramètres de mesure de l'espacement des naissances et de l'arrêt de la procréation.

1. Les calendriers de constitution de la descendance

Une méthode bien connue et plus élaborée que le modèle précédent visant à déceler l'existence de comportements anticonceptionnels consiste à analyser les intervalles intergénésiques en fonction de la descendance finale des familles complètes (Knodel, 1987; Anderton et Bean, 1985). Certaines particularités de la structure des intervalles intergénésiques en

fonction de la descendance finale sont caractéristiques d'un régime de fécondité naturelle. Premièrement, l'amplitude des intervalles entre naissances est négativement corrélée avec le nombre total d'enfants. Plus les couples atteignent une descendance finale élevée, plus, en moyenne, les intervalles intergénésiques sont courts. Deuxièmement, quelle que soit la descendance finale, l'amplitude des intervalles croît avec la parité : l'intervalle entre les deux premières naissances est en moyenne plus court que celui qui sépare la deuxième de la troisième, et ainsi de suite. Ceci résulte essentiellement de la diminution de la fertilité. Enfin, l'allongement du dernier intervalle par rapport à l'avant-dernier est plus important que celui qui s'observe entre intervalles successifs aux parités inférieures. C'est un effet attendu quand les couples essaient d'arrêter de procréer, mais on l'observe aussi en régime de fécondité naturelle. Il résulte de l'accélération de la baisse de la fertilité à l'approche de la ménopause (Knodel, 1987).

Un élément important, souvent négligé, est le fait que ce calendrier type de constitution de la descendance se modifie en cas d'arrêt de la procréation, mais pas nécessairement en cas d'espacement des naissances. Supposons qu'un sous-groupe de la population mette en œuvre une stratégie d'arrêt parfaitement efficace. Toutes choses égales par ailleurs, il en résulte une réduction de l'intervalle moyen entre accouchements successifs quelle que soit la descendance finale. Il s'agit d'un effet de structure. L'ensemble des couples qui atteignent une descendance finale déterminée comprend deux sous-groupes : d'une part, ceux qui n'ont pas contrôlé leur fécondité et ont obtenu cette descendance finale en régime de fécondité naturelle; de l'autre, ceux qui, en régime de fécondité naturelle, auraient obtenu une descendance finale plus élevée, mais ont décidé d'arrêter de procréer avant de l'atteindre. Dans ce dernier sous-groupe, celui des adeptes du contrôle des naissances, les intervalles intergénésiques sont plus courts, en moyenne, que dans l'autre sous-groupe (peut-être à cause d'une fécondabilité plus élevée, et à condition de ne pas pratiquer une stratégie d'espacement) et, dès lors, l'intervalle intergénésique moyen de l'ensemble du groupe se trouve raccourci (Knodel, 1987). Si la stratégie d'arrêt ne réussit pas parfaitement (en raison de l'emploi de moyens de contraception inefficaces), ses échecs auront pour effet un allongement des deux derniers intervalles intergénésiques, qui va même au-delà de l'amplitude attendue en régime de fécondité naturelle.

Supposons maintenant qu'un sous-groupe de la population commence à réduire sa descendance finale uniquement en espaçant les naissances. Cela peut se faire sans modification de l'intervalle intergénésique moyen de l'ensemble des couples qui atteignent la même descendance finale. En allongeant leurs intervalles intergénésiques, les pratiquants du contrôle des naissances adoptent délibérément l'intervalle intergénésique moyen qu'avaient déjà les non-pratiquants dont la descendance finale est plus faible en régime de fécondité naturelle. Dans ce cas, les intervalles intergénésiques des adeptes du contrôle des naissances ne peuvent pas être distingués de ceux des adeptes de la fécondité naturelle. Le calendrier de constitution de la descendance des couples qui atteignent une descendance finale donnée reste inchangé. Le seul moyen de détecter un comportement d'espacement est d'examiner les modifications de structure : si les gens sont de plus en plus nombreux à avoir une descendance finale faible, c'est

un indice de l'existence de la stratégie d'espacement (Bean, Mineau et Anderton, 1990). Bien sûr, l'intervalle intergénésiq ue moyen dans l'ensemble de la population (toutes descendance s finales confondues) doit augmenter si la stratégie d'espacement des naissances est la seule pratiquée.

Quand la limitation de la dimension de la famille repose à la fois sur des comportements d'espacement et d'arrêt, seule la stratégie d'arrêt affecte les calendriers de constitution de la descendance : si les deux stratégies coexistent, le raccourcissement des intervalles dû à la stratégie d'arrêt n'est pas compensé par un effet qui résulterait de la stratégie d'espacement, parce que les calendriers de constitution de la descendance, pour une descendance finale donnée, ne sont pas affectés par la stratégie d'espacement. Ainsi, bien que le raccourcissement des intervalles intergénésiq ues pour une descendance finale donnée puisse révéler une stratégie d'arrêt de la procréation, cela n'exclut pas la possibilité que certaines catégories de la population pratiquent quant à elles l'espacement volontaire des naissances.

Les choses deviennent encore plus difficiles à interpréter dans un contexte d'augmentation du niveau de la fertilité (comme cela a peut-être été le cas durant la transition de la fécondité au XIX^e siècle). Quand la fertilité augmente, les intervalles intergénésiq ues diminuent, et ce processus peut masquer d'éventuels efforts visant à retarder la prochaine naissance (Knodel, 1987). Il peut même être à l'origine d'un tel comportement : si les couples, du fait de l'augmentation de leur fertilité, ont davantage d'enfants en un temps plus court, cela peut les inciter à retarder le calendrier des naissances (par exemple en recourant à l'abstinence ou en prolongeant l'allaitement).

2. Démarrage, espacement, arrêt : le modèle de McDonald

Une autre méthode employée pour distinguer l'espacement des naissances de l'arrêt de la procréation est due à McDonald (1984). Partant du constat que la descendance finale moyenne d'un groupe de femmes non célibataires est fonction de leurs comportements en termes de démarrage, d'espacement et d'arrêt de leur fécondité, il a proposé l'équation suivante pour isoler chacune de ces composantes :

$$CEB = S \left(1 + \frac{L - M - F}{I} \right) \quad [2]$$

Le nombre moyen d'enfants nés vivants (*CEB*) est fonction de :

S = la proportion de femmes fécondes ;

L = l'âge moyen des mères à la dernière naissance ;

M = l'âge moyen au mariage des femmes fécondes ;

F = l'amplitude moyenne de l'intervalle protogénésiq ue ;

I = l'amplitude moyenne des intervalles intergénésiq ues.

L'objectif de ce modèle est d'évaluer les parts d'une quelconque variation observée de la descendance finale qui sont dues respectivement aux stratégies de démarrage, d'espacement et d'arrêt de la fécondité, la première étant représentée par *M* et *F*, la deuxième par *I* et la troisième par *L*.

Remarquons que $L - M - F$ est le nombre d'années qui séparent la première naissance de la dernière.

L'interprétation de ces indices n'est pas exempte d'ambiguïté. Comme je l'ai montré plus haut, L n'est pas une mesure de la seule stratégie d'arrêt, car l'âge moyen des mères à la dernière naissance dépend aussi, dans une certaine mesure, de la stratégie d'espacement. La valeur de F (amplitude moyenne de l'intervalle protogénésique) peut s'accroître sous l'effet des comportements d'espacement mis en œuvre dès le début du mariage. L'amplitude moyenne des intervalles intergénésiques, I , peut aussi augmenter à cause d'une stratégie d'arrêt, car les échecs de cette stratégie allongent le dernier et/ou l'avant-dernier intervalle (Okun, 1995). Ce dernier processus peut conduire à une surestimation du rôle de l'espacement. Bien sûr, il y a longtemps que ces difficultés d'interprétation de l'amplitude des intervalles font l'objet de discussions (Dupâquier et Lachiver, 1969, 1981; Henry, 1970; Knodel, 1981). Mais il existe un phénomène de compensation qui est souvent resté ignoré.

Bien que Knodel et Okun admettent qu'un comportement d'arrêt efficace réduise l'intervalle intergénésique moyen pour une descendance finale donnée, Okun (1995, note 2) affirme que « il n'en résulte pas que la stratégie d'arrêt entraîne une réduction de l'intervalle moyen global, toutes descendances finales confondues ». J'estime pour ma part qu'au contraire, une stratégie d'arrêt efficace réduit aussi l'intervalle moyen global. Comme je l'ai dit plus haut, on sait que les intervalles intergénésiques aux parités élevées et aux âges élevés sont plus longs que ceux que l'on observe aux parités et aux âges inférieurs. Donc, si les couples cessent de procréer avant d'avoir atteint une parité et un âge élevés, l'intervalle moyen entre naissances (I dans l'équation [2]) diminuera sous l'effet de la raréfaction des longs intervalles et de la fréquence accrue des intervalles plus courts. Plus la stratégie d'arrêt sera efficace, plus son effet réducteur potentiel sur l'intervalle intergénésique moyen sera important.

Pour clarifier les choses, divisons la population en deux groupes : les pratiquants exclusifs de l'espacement des naissances et les adeptes exclusifs de l'arrêt de la procréation. Dans l'exercice élémentaire de simulation dont les résultats sont présentés au tableau 1, les premiers se démarquent de la population à fécondité naturelle par le fait qu'ils allongent d'un an chacun des intervalles intergénésiques. Il en résulte qu'ils auront quatre enfants au lieu de cinq, et que leur intervalle intergénésique moyen I sera de 3,0 ans, alors qu'il était de 2,8 ans dans la génération plus ancienne qui ne pratiquait aucun contrôle de la fécondité. Mais leur comportement fait aussi baisser l'âge moyen à la dernière naissance de 42 ans à 40 ans. Une stratégie exclusive d'espacement affecte donc l'indicateur d'arrêt L .

Considérons maintenant ceux qui appliquent exclusivement une stratégie d'arrêt. Leurs efforts pour cesser de procréer avant la ménopause vont évidemment faire baisser l'âge moyen des mères à la dernière naissance. Mais ces couples vont également réduire leur intervalle intergénésique moyen, puisque les intervalles aux parités élevées sont plus longs que les intervalles aux parités inférieures. Si un sous-groupe de la population évite désormais d'avoir une famille nombreuse, il y aura moins de couples présentant les longs intervalles caractéristiques des parités élevées. Ainsi, un

recours accru à la stratégie d'arrêt réduira l'intervalle intergénésiqye moyen, et cela pourra masquer les comportements d'espacement adoptés par un autre sous-groupe. Dans l'exemple théorique du tableau 1, la réduction de l'intervalle intergénésiqye moyen chez les adeptes de la stratégie d'arrêt (de 2,8 ans à 2,3 ans) compense entièrement l'allongement de ce même intervalle (de 2,8 ans à 3,0 ans) chez ceux qui pratiquent l'espacement. Le résultat final est une réduction de l'intervalle intergénésiqye moyen de 2,8 ans à 2,6 ans pour l'ensemble des 100 femmes, bien que 50 % d'entre elles espacent leurs naissances.

TABLEAU 1. – ESTIMATION DE L'INTERVALLE INTERGÉNÉSISQYE MOYEN ET DE L'ÂGE MOYEN À LA DERNIÈRE NAISSANCE DANS DEUX POPULATIONS THÉORIQUES

<i>Hypothèses</i> : pendant la première période, les 100 femmes ont toutes une fécondité naturelle; pendant la seconde période, elles limitent toutes leur fécondité : 50 en pratiquant exclusivement une stratégie d'espacement des naissances et 50 exclusivement par une stratégie d'arrêt de la procréation. Dans chaque groupe et dans l'ensemble, toutes les femmes accouchent aux mêmes âges exacts.						
Première période						
Fécondité naturelle						N = 100
Âge de la mère à chaque naissance	28	30	33	37	42	
<i>I</i> = intervalle intergénésiqye moyen						2,8
<i>L</i> = âge à la dernière naissance						42
Descendance finale						5
Seconde période						
Groupe 1 : stratégie exclusive d'espacement des naissances						N = 50
Âge de la mère à chaque naissance	28	31	35	40		
<i>I</i> = intervalle intergénésiqye moyen						3,0
<i>L</i> = âge à la dernière naissance						40
Descendance finale						4
Groupe 2 : stratégie exclusive d'arrêt de la procréation à 37 ans						N = 50
Âge de la mère à chaque naissance	28	30	33	37		
<i>I</i> = intervalle intergénésiqye moyen						2,3
<i>L</i> = âge à la dernière naissance						37
Descendance finale						4
Ensemble (espacement + arrêt)						N = 100
<i>I</i> = intervalle intergénésiqye moyen						2,6
<i>L</i> = âge à la dernière naissance						38,5
Descendance finale						4

En fin de compte, une part des effets de la stratégie d'espacement sera interprétée à tort comme étant due à des comportements d'arrêt (réduction de *L*), tandis qu'une part des effets de la stratégie d'arrêt compensera, dans une certaine mesure, ceux de l'espacement (augmentation de *I*). Bien qu'Okun (1995) ait conclu, en se basant sur des simulations, que la technique de McDonald permet effectivement de distinguer l'espacement de l'arrêt, je prétends qu'il n'en est ainsi que si la population étudiée pratique soit l'espacement soit l'arrêt, mais pas les deux à la fois. De fait, les simu-

lations d'Okun ont pris en compte des paramètres relevant de l'une ou l'autre stratégie, mais pas d'une coexistence des deux.

II. Des méthodes plus récentes pour analyser le contrôle de la fécondité

Il est clair, maintenant, que les techniques de la démographie historique ne permettent pas de distinguer l'une de l'autre les stratégies d'espacement et d'arrêt lorsque les valeurs de la parité et de la durée de mariage sont élevées (Ewbank, 1989). Une méthode permettant de déceler des comportements d'espacement en démographie historique pourrait donc consister à analyser les intervalles intergénéraliques quand la parité est faible et la durée du mariage courte. L'espacement se distingue de l'arrêt par le fait qu'on commence déjà à le pratiquer quand la parité est basse et le mariage récent; si les intervalles intergénéraliques s'allongent dès cette phase, c'est un indice de l'espacement des naissances. C'est l'approche adoptée et l'interprétation développée, par exemple, par Crafts (1989). Si, au contraire, les intervalles ne s'allongent qu'au-delà d'une certaine parité et d'une certaine durée du mariage, on peut penser que la population ne contrôle sa fécondité qu'en appliquant une stratégie d'arrêt. Dans la réalité, on s'attend à observer la coexistence des deux stratégies.

Quelles sont alors les méthodes dont l'historien dispose pour discerner l'espacement des naissances de l'arrêt de la procréation dans une population où, par hypothèse, se pratiquent les deux stratégies? Je distinguerai deux types de questions et deux catégories de données. La première question se situe au niveau macro : dans quelles proportions la baisse de la fécondité observée dans une population est-elle imputable à chacune des deux stratégies? La seconde question se place au niveau micro : quels sont les facteurs qui peuvent nous aider à expliquer les différences et les éventuels allongements observés dans l'espacement des naissances, et quels sont les éléments qui peuvent expliquer les différences de comportement d'arrêt? Cette dernière question, sur les déterminants de l'espacement et de l'arrêt, exige évidemment des données et des analyses au niveau individuel. La première question peut être traitée avec des données agrégées.

1. L'analyse au niveau agrégé

Pour pouvoir analyser des données agrégées, on a mis au point des mesures indirectes du contrôle de la fécondité légitime qui relèvent de deux cadres conceptuels étroitement liés. Le premier est issu d'une extension du travail de Louis Henry sur la fécondité naturelle et s'appuie sur les taux de fécondité légitime par âge. Le second se base sur les recherches menées en Grande-Bretagne par Glass et Grebenik dans les années 1950 et repose sur les probabilités d'agrandissement des familles.

Extensions du modèle de Coale-Trussell

Dans leur examen critique du modèle de Coale-Trussell, Wilson, Oeppen et Pardoe (1988) ont estimé que, si m peut être interprété comme un indice de comportements d'arrêt, M peut être considéré comme un paramètre indiquant dans quelle mesure l'espacement des naissances résulte

d'une stratégie délibérée de contrôle de la fécondité ou au contraire de pratiques non volontaristes. Cependant, ce n'est pas tout à fait vrai, car M dépend non seulement de l'intervalle moyen entre les premières naissances, mais également de la proportion des femmes qui n'auront pas d'enfant ou n'en auront qu'un. M ne peut donc être un indicateur acceptable de l'espacement des naissances que si nous faisons l'hypothèse qu'il n'y a pas de maladies entraînant des risques supplémentaires de stérilité et, surtout, « que toutes les familles qui, délibérément, n'ont pas d'enfant ou n'en ont qu'un sont dans cette situation grâce à des comportements de contrôle mis en œuvre dans l'intention [éventuelle] d'espacer les naissances » (Ewbank, 1989). Cette dernière hypothèse est manifestement irréaliste.

Ayant noté cette limite sérieuse, Ewbank (1989) a conçu un moyen d'estimer l'effet d'une descendance finale nulle ou égale à 1 sur M qui ne nécessite pas de disposer de données individuelles. Pour calculer les nouveaux indices, on a besoin des taux de fécondité légitime par âge (exactement comme dans le modèle de Coale-Trussell) et des deux premières probabilités d'agrandissement, P_1 , proportion des femmes mariées qui ont un premier enfant, et P_2 , proportion des femmes mariées mères d'un enfant qui en ont un second. Ces probabilités peuvent être calculées à partir de la distribution des descendance finales. Pour appliquer son modèle, Ewbank introduit une hypothèse simplificatrice : toutes les probabilités d'agrandissement au-delà du rang 2 sont égales à P_2 . Bien sûr, ce n'est pas réaliste. Une hypothèse un peu plus acceptable serait de considérer que toutes les probabilités d'agrandissement au-delà du rang 2 sont égales à P_3 , mais Ewbank estime que le gain en simplicité apporté par son hypothèse l'emporte sur la perte de précision. Quoi qu'il en soit, ce modèle élimine une part du biais qui entache M dans le modèle de Coale-Trussell.

Il faut commencer par évaluer l'ampleur de la réduction de la fécondité légitime due à la fréquence des familles sans enfant et à enfant unique, représentée par I_p – la manière exacte dont on calcule I_p n'est pas essentielle pour notre propos; pour davantage de détails, voir Ewbank (1989). En divisant M par I_p , on obtient une estimation de l'augmentation qu'enregistrerait M si toutes les femmes mariées avaient au moins 2 enfants au cours de leur vie. Nous appelons cette estimation $M'' = (M/I_p)$. Deux des principaux facteurs qui déterminent M ont disparu : P_1 et P_2 . Le résultat est un indicateur plus précis de l'intervalle intergénéralique moyen aux parités faibles.

La descendance finale légitime (TMF), dans le modèle de Coale-Trussell, peut alors être reformulée de la façon suivante :

$$TMF = 5 \sum n(a) \times M'' \times I_p \times e^{mv(a)} = 8,995 \times M'' \times I_p \times e^{mv(a)} \quad [3]$$

Dans cette équation :

- $5 \sum n(a)$ vaut 8,995, soit cinq fois la somme des taux de fécondité naturelle de Coale et Trussell;
- M'' représente la part de l'écart entre la valeur observée de TMF et 8,995 qui peut être attribuée au contrôle de la fécondité aux parités basses; plus la valeur estimée de

	M'' est faible, plus les premiers intervalles inter-génésiques sont longs;
I_p	indique dans quelle mesure les descendance finales égales à 0 ou 1 réduisent la valeur de TMF ;
$e^{mv(a)}$	indique dans quelle mesure la baisse de la fécondité résulte du fait qu'aux âges et parités élevés, la fécondité observée est plus faible que la fécondité naturelle.

Je pense que ce modèle, tout autant que le modèle original de Coale et Trussell, surestime les comportements d'arrêt, car, aux parités élevées, l'espacement est englobé dans le « terme d'arrêt » ($e^{mv(a)}$); seul m est affecté, M ne l'est pas. Le principal intérêt du modèle est qu'il produit une estimation de M débarrassée des perturbations dues aux descendance finales nulles ou égales à 1. Il fournit donc un paramètre moins ambigu, capable de clarifier le débat arrêt-espacement. Si certaines catégories de la population ont commencé à espacer les naissances dès les premières parités, le modèle d'Ewbank détectera ce phénomène à travers la diminution du paramètre M'' .

L'analyse longitudinale des parités (CPA : Cohort Parity Analysis)

L'analyse longitudinale des parités a été développée par David et ses collaborateurs (1988). C'est une méthode indirecte pour détecter l'existence d'un contrôle des naissances à partir de l'analyse de la distribution par parité. Elle consiste essentiellement à comparer la répartition par parité d'une génération donnée (génération-cible) à celle d'une génération à fécondité naturelle dont les caractéristiques culturelles et biologiques sont similaires, dite génération-type. On suppose que la génération-type ne pratique aucun contrôle des naissances. De l'analyse des écarts entre les distributions par parité de ces deux générations, on déduit des paramètres qui représentent les limites supérieure et inférieure de l'ampleur du contrôle de la fécondité dans la génération-cible. Non seulement la CPA fournit une estimation globale de la proportion de femmes de la génération qui pratiquent une forme ou une autre de contrôle efficace des naissances, mais elle renseigne également sur la répartition par parité de ces femmes qui contrôlent leur fécondité. La CPA peut ainsi jouer un rôle utile dans le débat espacement-arrêt.

Les calculs sont assez simples; on en trouvera le détail dans David *et al.* (1988). Ce qui importe ici, ce sont les trois hypothèses qui sous-tendent la méthode :

1. L'hypothèse la plus contraignante est que la génération-cible aurait la même distribution par parité que la génération-type en l'absence de contrôle de la fécondité; en d'autres termes, sur le plan démographique, les deux générations diffèrent uniquement en ce que la génération-cible pratique le contrôle des naissances. Ceci implique, par exemple, que les pratiques d'allaitement sont identiques dans les deux générations.

2. Pour chaque âge au mariage et chaque durée de mariage, il existe une parité limite k (la parité-seuil) à partir de laquelle on n'observe plus de

pratiquants du contrôle des naissances : chaque femme ou couple atteignant ou dépassant la parité-seuil est supposé(e) ne pas avoir exercé de contrôle efficace de sa fécondité ; ceux qui maîtrisent efficacement leur fécondité n'atteignent donc jamais la parité k .

3. Si deux femmes du même âge et dont la durée de mariage est équivalente ont atteint une certaine parité x , celle qui commence alors à contrôler sa fécondité n'est ni plus ni moins fertile que celle qui ne le fait pas (ou pas encore). C'est l'hypothèse d'indépendance.

Si ces hypothèses sont satisfaites, la CPA fournit des estimations correctes et sans biais de la proportion de femmes qui contrôlent leur fécondité à chaque niveau de parité, jusqu'à la parité-seuil – elle donne, plus exactement, les limites inférieure et supérieure dans lesquelles se situe cette proportion (David et Sanderson, 1988, 1990).

En recourant à des simulations par la méthode de Monte Carlo, Okun (1994) a analysé les performances de la CPA dans des situations différenciées de maîtrise de la fécondité. Quand les hypothèses sont respectées, le modèle fonctionne très bien. Okun a également cherché à estimer dans quelle mesure ce modèle est sensible au non-respect des hypothèses :

1. Ses résultats montrent que la CPA est extrêmement sensible au non-respect de la première hypothèse. Si la durée de la période d'infécondabilité *post-partum* n'est pas la même dans les deux générations, les estimations fournies par la CPA sont biaisées vers le haut si l'allaitement dure plus longtemps dans la génération-cible que dans la génération-type, et vers le bas dans le cas contraire.

2. La méthode est moins sensible au non-respect de la deuxième hypothèse et les estimations sont alors toujours biaisées vers le bas. Autrement dit, que la parité-seuil k soit fixée trop haut ou trop bas, le nombre d'adeptes du contrôle des naissances sera toujours sous-évalué. À cet égard, la CPA donne des estimations prudentes de l'ampleur du contrôle de la fécondité.

3. Il en est de même du non-respect de la troisième hypothèse, c'est-à-dire que si l'hypothèse d'indépendance n'est pas satisfaite, la CPA ne surestimera pas l'ampleur du contrôle de la fécondité.

En conclusion, on peut recourir à la CPA dans le débat espacement-arrêt, à la condition que l'on parvienne à identifier convenablement une génération-type à fécondité naturelle avec laquelle on puisse comparer la génération-cible.

2. Les modèles d'analyse au niveau individuel

Si l'objet de la recherche porte sur les déterminants des modèles d'espacement et d'arrêt, on a évidemment besoin d'analyser des données individuelles. Tout récemment, les modèles d'analyse des biographies se sont répandus dans le domaine de la démographie historique (Gutmann et Alter, 1993).

À chaque niveau de parité atteinte, on peut répartir les femmes en deux groupes : celles qui s'arrêteront à cette parité-là et celles qui auront un enfant de plus. On peut modéliser la probabilité de ne pas passer à une parité supérieure en prenant en compte la parité atteinte parmi les variables

indépendantes, à côté d'autres variables pertinentes comme les déterminants de la fécondité naturelle. Si une partie importante de la population pratique une stratégie efficace d'arrêt de la fécondité liée à la parité atteinte, la probabilité qu'il n'y ait effectivement pas de nouvelle naissance, P , doit fortement dépendre de la parité. Par exemple, dans un modèle de régression logistique :

$$\log \frac{P}{1-P} = \alpha - \beta_1 (\text{parité}) + \beta_2 (\text{âge}) + \beta' X' + \varepsilon \quad [4]$$

Dans un article récent (Van Bavel, 2004b), j'ai utilisé cette approche pour étudier la diffusion d'un contrôle des naissances lié à la parité dans une ville de province en Belgique.

Ensuite, on pourrait développer, pour tous les intervalles intergénérisques fermés, un modèle de durée prenant en compte les déterminants de l'espacement des naissances et incluant, lui aussi, l'âge et la parité atteinte parmi les variables indépendantes. Si l'espacement ne dépend pas de la parité, le paramètre correspondant ne devrait pas être significativement différent de zéro, une fois contrôlées les autres variables pertinentes telles que l'âge et la durée du mariage. On peut le faire, par exemple, à l'aide d'un modèle de régression de Cox (Cox, 1972) :

$$\log h_t = \alpha_t + \beta_1 (\text{parité}) + \beta_2 (\text{âge}) + \beta' X' + \varepsilon \quad [5]$$

Ce type de modèle a été utilisé par Rodriguez et Cleland (1988), Trussell *et al.* (1985, 1992), Yamaguchi (1989), Yamaguchi et Ferguson (1995) et Van Bavel (2004a). Il convient de présenter ici deux nouvelles remarques sur la modélisation de l'espacement et de l'arrêt.

Depuis peu, les modèles d'analyse des biographies prenant explicitement en considération l'hétérogénéité non observée s'utilisent de plus en plus en démographie (Manton *et al.*, 1992; Lewis et Raftery, 1999). Les modèles de ce genre présentent un intérêt particulier en démographie historique, car, très souvent, on sait que d'importants facteurs influent sur la mesure du risque, sans que l'on puisse les contrôler faute d'indicateurs empiriques.

Par ailleurs, pour mettre en évidence les rapports de dépendance qui lient à la parité atteinte la probabilité d'arrêt de la procréation ainsi que l'amplitude des intervalles intergénérisques, il ne suffit pas d'inclure le nombre cumulé des naissances dans la régression. L'effet de la parité doit être envisagé dans une perspective de reproduction, en distinguant la parité nette de la parité brute. La première est le nombre d'enfants encore en vie au début de l'intervalle ouvert, tandis que la seconde est simplement le nombre cumulé des naissances, que les enfants soient toujours vivants ou non. Si la parité nette a un effet statistiquement significatif sur la fécondité, même après contrôle de la parité brute (ou du nombre d'enfants décédés, ce qui revient au même), cela suggère à l'évidence que le couple contrôle sa fécondité en fonction d'un nombre explicite d'enfants désirés.

La prise en compte des parités nette et brute dans l'analyse est fondamentale pour contrôler deux mécanismes opposés sous-jacents à l'association entre le nombre d'enfants déjà nés et la fécondité ultérieure. D'un

côté, il existe généralement une association positive entre la parité brute et la probabilité d'agrandissement, parce que, pour un âge et une durée de mariage déterminés, la parité est positivement corrélée avec la fécondabilité. Plus la fécondabilité est élevée, plus les intervalles intergénéralités sont courts, et plus la parité brute atteinte est élevée. De l'autre, chaque naissance entraîne un certain risque de stérilité secondaire ou d'hypo-fécondité, qui se traduit par une fécondité ultérieure nulle ou réduite (Van Bavel, 2003).

L'effet de la parité nette sur la fécondité, après contrôle de la parité brute, est l'opposé de celui du nombre d'enfants décédés. Ainsi, dans une certaine mesure, la parité nette rend compte de l'effet de la mortalité infantile sur la fécondité, que l'on sait être positif même en l'absence de contrôle des naissances (Preston, 1978). Ceci semble invalider les analyses de régression, car la parité nette est censée permettre de détecter le contrôle de la fécondité lié à la parité, alors qu'en réalité elle englobe aussi l'effet naturel de la mortalité infantile sur la fécondité. Il est donc fondamental de contrôler également celui-ci, ce qui peut être fait en incluant une variable dichotomique qui indique si l'enfant précédent est encore vivant (Van Bavel, 2003, 2004a).

Conclusion

Bien qu'il y ait des raisons théoriques et historiques de penser que l'espacement des naissances a joué un rôle important dans la transition démographique européenne, la plupart des données suggèrent que l'arrêt de la procréation a joué le rôle principal. Cette note a passé en revue les méthodes généralement utilisées en démographie historique pour mesurer les comportements d'espacement et d'arrêt. J'estime que la plupart de ces méthodes ne permettent pas de distinguer les deux formes de limitation de la fécondité. Tant que ces problèmes méthodologiques ne seront pas résolus, on ne pourra écarter l'hypothèse que l'espacement des naissances a joué un rôle plus important qu'on ne l'a admis jusqu'à présent. D'où l'intérêt des quelques méthodes nouvelles présentées dans la dernière section, qui devront être testées dans les futurs travaux de démographie historique sur la transition de la fécondité. Les modèles d'analyse des biographies qui tiennent compte de l'hétérogénéité non observée constituent un outil particulièrement important pour la recherche sur les stratégies d'espacement des naissances et d'arrêt de la procréation.

Remerciements. L'auteur tient à remercier Ron Lesthaeghe, Koen Matthijs, Frans van Poppel et les relecteurs anonymes de *Population* pour leurs commentaires sur certains points de ce travail. Cette note est issue d'un projet de recherche financé par le Fonds de la Communauté flamande pour la recherche scientifique (FWO – Vlaanderen).

RÉFÉRENCES

- ANDERTON D.L., 1989, « Comment on Knodel's "Starting, stopping, and spacing during the early stages of the fertility transition" », *Demography*, 26, p. 467-470.
- ANDERTON D.L., BEAN L.L., 1985, « Birth spacing and fertility limitation: A behavioral analysis of a nineteenth-century frontier population », *Demography*, 22, p. 169-183.
- BEAN L.L., MINEAU G.P., ANDERTON D.L., 1990, *Fertility Change on the American Frontier: Adaptation and Innovation*, Berkeley, University of California Press.
- CLEGG E.J., 2001, « Starting, spacing and stopping in the reproductive histories of outer Hebridean families », *Journal of Biosocial Science*, 33, p. 405-426.
- COALE A.J., TRUSSELL T.J., 1974, « Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations », *Population Index*, 40, p. 185-258.
- COALE A.J., TRUSSELL T.J., 1978, « Technical note: finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility », *Population Index*, 44, p. 203-213.
- COX D.R., 1972, « Regression models and life-tables », *Journal of the Royal Statistical Society*, B34, p. 187-202.
- CRAFTS N.F.R., 1989, « Duration of marriage, fertility and women's employment opportunities in England and Wales in 1911 », *Population Studies*, 43, p. 325-335.
- DAVID P., MROZ T., SANDERSON W., WACHTER K., WEIR D.R., 1988, « Cohort parity analysis. Statistical estimates of the extent of fertility control », *Demography*, 25, p. 163-188.
- DAVID P., SANDERSON W., 1988, « Measuring marital fertility control with CPA », *Population Index*, 54, p. 691-712.
- DAVID P., SANDERSON W., 1990, « Cohort parity analysis and fertility transition dynamics: Reconstructing historical trends in fertility control from a single census », *Population Studies*, 44, p. 421-455.
- DUPÂQUIER J., LACHIVER M., 1969, « Sur les débuts de la contraception en France ou les deux malthusianismes », *Annales E.S.C.*, 24, p. 1391-1406.
- DUPÂQUIER J., LACHIVER M., 1981, « Du contresens à l'illusion technique », *Annales E.S.C.*, 36, p. 489-492.
- EWBANK D.C., 1989, « Estimating birth stopping and spacing behavior », *Demography*, 26, p. 473-483.
- FISHER K., 2000, « Uncertain aims and tacit negotiation: birth control practices in Britain, 1925-1950 », *Population and Development Review*, 26, p. 295-317.
- FRIEDLANDER D., OKUN B.S., SEGAL S., 1999, « The demographic transition then and now: Processes, perspectives, and analyses », *Journal of Family History*, 24, p. 493-534.
- GUTMANN M.P., ALTER G., 1993, « Family reconstitution as event-history analysis », in D. Reher, R. Schofield (éd.), *Old and New Methods in Historical Demography*, Oxford, Clarendon Press, p. 159-177.
- HENRY L., 1970, « Évolution de la fécondité légitime à Meulan de 1660 à 1860 », *Population*, 25(4), p. 884-887.
- HIONIDOU V., 1998, « The adoption of fertility control on Mykonos, 1879-1959: stopping, spacing or both? », *Population Studies*, 52, p. 67-83.
- KNODEL J., 1981, « Espacement des naissances et planification familiale : une critique de la méthode Dupâquier-Lachiver », *Annales E.S.C.*, 36, p. 473-488.
- KNODEL J., 1987, « Starting, stopping, and spacing during the early stages of fertility transition: The experience of German village populations in the 18th and 19th centuries », *Demography*, 24, p. 143-162.
- LEWIS S.M., RAFFERTY A.E., 1999, « Bayesian analysis of event history models with unobserved heterogeneity via Markov chain Monte Carlo. Application to the explanation of fertility decline », *Sociological Methods & Research*, 28, p. 35-60.
- MANTON K. G., SINGER B., WOODBURY M.A., 1992, « Some issues in the quantitative characterization of heterogeneous populations », in J. Trussell, R. Hankinson, J. Tilton (éd.), *Demographic Applications of Event History Analysis*, Oxford, Clarendon Press, p. 9-37.
- MCDONALD P., 1984, *Nuptiality and Completed Fertility: A Study of Starting, Stopping, and Spacing Behavior*, Voorburg, Netherlands, International Statistical Institute (World Fertility Survey Comparative Studies, 35).
- MCDONALD P., KNODEL J., 1989, « The impact of changes in birth spacing on age at last birth: A response to Anderton », *Demography*, 26, p. 471-472.
- OKUN B.S., 1994, « Evaluating methods for detecting fertility control: Coale and Trussell's model and Cohort Parity Analysis », *Population Studies*, 48, p. 193-222.
- OKUN B.S., 1995, « Distinguishing stopping behavior from spacing behavior with indirect methods », *Historical Methods*, 28, p. 85-96.

- PRESTON S.H., 1978, « Introduction », in S.H. Preston (éd.), *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility*, New York, Academic Press, p. 1-18.
- RODRIGUEZ G., CLELAND J., 1988, « Modelling marital fertility by age and duration: An empirical appraisal of the Page model », *Population Studies*, 42, p. 241-257.
- TRUSSELL J., HANKINSON R., TILTON J.E., 1992, *Demographic Applications of Event History Analysis*, Oxford, Clarendon Press.
- TRUSSELL J., MARTIN L.G., FELDMAN R., PALMORE J.A., CONCEPCION M., ABU BAKAR D.N. Lailly Bt., 1985, « Determinants of birth-interval length in the Philippines, Malaysia and Indonesia: a hazard-model », *Demography*, 22, p. 145-168.
- VAN BAVEL J., 2003, « Does an effect of marriage duration on pre-transition fertility signal parity-dependent control? An empirical test in 19th century Leuven, Belgium », *Population Studies*, 57, p. 55-62.
- VAN BAVEL J., 2004a, « Deliberate birth spacing before the fertility transition in Europe: Evidence from 19th century Belgium », *Population Studies*, 58, p. 95-107.
- VAN BAVEL J., 2004b, « Diffusion effects in the European fertility transition: Historical evidence from within a Belgian town (1846-1910) », *European Journal of Population*, 20, p. 63-85.
- WILSON C., OEPPEN J., PARDOE M., 1988, « What is natural fertility? The modelling of a concept », *Population Index*, 54, p. 4-20.
- YAMAGUCHI K., 1989, « A formal theory of male-preferring stopping rules of childbearing: Sex differences in birth order and in the number of siblings », *Demography*, 26, p. 451-465.
- YAMAGUCHI K., FERGUSON L.R., 1995, « The stopping and spacing of childbirths and their birth-history predictors: rational-choice theory and event-history analysis », *American Sociological Review*, 60, p. 272-299.