

Modélisation du comportement d'arrêt de la fécondité dans une population transitionnelle à l'aide d'un modèle de Poisson avec surreprésentation de zéros

Reto SCHUMACHER

Université de Genève

Après plus d'un demi-siècle de recherche historique et démographique, il est aujourd'hui largement admis que la première transition de la fécondité européenne à la fin du 19^e siècle résultait du passage de comportements reproductifs indépendants du rang de naissance atteint vers un comportement dépendant du nombre d'enfants déjà nés. Dans les travaux de Louis Henry (1961a, 1961b), la transition de la fécondité naturelle à la fécondité dirigée est décrite comme le passage d'une fécondité déterminée par des facteurs physiologiques et sociaux indépendants du rang de naissance atteint (tels que les pratiques d'allaitement et les tabous sexuels pendant l'allaitement) vers une fécondité résultant de pratiques contraceptives d'arrêt délibérément choisies. Dans un contexte de fécondité dirigée, les couples arrêteraient leur fécondité une fois le nombre d'enfants désiré atteint. Dans son introduction à l'ouvrage sommaire du projet de Princeton, Ansley Coale (1986) précise, tout en soutenant le postulat d'Henry selon lequel la baisse séculaire de la fécondité s'explique par la généralisation de comportements contraceptifs d'arrêt, que dans l'Europe pré-transitionnelle le niveau de fécondité était restreint à la fois par un accès limité au mariage et par l'espacement des naissances résultant des pratiques d'allaitement. Le raisonnement de Coale renoue directement avec le modèle transitionnel proposé par Bongaarts et Potter (1983). Dans leur modèle, la fécondité passe, pendant sa transition, d'un état marqué par les effets inhibiteurs de l'infécondabilité post-partum et du non-mariage à un niveau essentiellement contrôlé par les pratiques contraceptives et, en moindre mesure, par l'avortement provoqué. La formule accrocheuse « from spacing to stopping » (Knodel, 1987; Guinnane et al., 1994; Clegg, 2001), résumant l'essence du modèle micro-démographique de Bongaarts et Potter, condense au maximum l'explication de la première transition de la fécondité. S'il est vrai que de nombreuses critiques ont été adressées au concept de fécondité naturelle (plusieurs auteurs ont insisté sur le caractère délibéré des pratiques d'espacement dans les sociétés pré-transitionnelles (Santow, 1995 ; Van Bavel, 2004a ; Bengtsson et Dribe, 2006)), elles n'ont pas mis en question l'incidence de la stratégie d'arrêt dans le recul séculaire de la fécondité.

Etant donné l'importance de ce comportement reproductif particulier, de nombreux démographes ont développé des techniques statistiques pour le détecter dans les données individuelles ou agrégées sur la fécondité. Dans cette contribution, je propose une nouvelle méthode de détection des comportements contraceptifs d'arrêt dans les populations transitionnelles. Dans une première partie je discute brièvement les différentes méthodes de

détection classiques et explique pourquoi elles peuvent faire défaut dans un contexte démographique transitionnel. Dans un deuxième temps, je montre comment un modèle de Poisson avec sur-représentation de zéros peut détecter des sous-groupes pratiquant la contraception d'arrêt, avant de proposer une application concrète dans la dernière partie.

Méthodes de détection des comportements contraceptifs d'arrêt

Afin de détecter des comportements reproductifs d'arrêt dans les populations transitionnelles, les démographes ont proposé toute une série de méthodes différentes (cf. Van Bavel, 2004b). Inspirés par les travaux de Louis Henry, Coale et Trussell (1974, 1978) ont développé un modèle du calendrier par âge de la fécondité légitime. Les deux paramètres du modèle, M et m , mesurent, pour une population étudiée, l'écart par rapport au calendrier-type par âge de la fécondité légitime naturelle. Dans une population pré-transitionnelle, la courbe reliant les taux de fécondité légitime par âge est convexe vers le haut, alors que dans une population post-transitionnelle cette courbe est concave (Henry, 1972). Le paramètre m du modèle de Coale et Trussell quantifie le degré de concavité d'une courbe de fécondité légitime observée. Une valeur substantiellement supérieure à zéro (grosso modo supérieure à 0.4) est communément interprétée comme un indicateur du comportement d'arrêt.

Similaire au modèle de Coale et Trussell, le modèle de Page (1977) mesure, tout en contrôlant pour l'effet d'âge, le degré par lequel la fécondité légitime diminue avec la durée du mariage. Parmi les couples ne pratiquant pas la contraception d'arrêt, le recul de la fécondité avec la durée de mariage est modéré et s'explique essentiellement par une fécondabilité décroissante avec l'âge. A l'inverse, parmi les couples qui pratiquent la contraception d'arrêt, la fécondité diminue beaucoup plus rapidement avec la durée de mariage, les naissances étant concentrées sur le début du parcours de vie reproductive.

Ces deux modèles peuvent s'appliquer aussi bien à des données individuelles qu'à des données agrégées et leurs paramètres s'estiment assez facilement par le biais de modèles linéaires généralisés (Broström, 1985 ; Rodriguez et Cleland, 1988), même si dans le modèle de Page, une définition trop fine de la durée de mariage fait vite exploser le nombre de coefficients à estimer. Le désavantage de ces modèles réside dans le risque de confondre les effets des comportements d'arrêt et des comportements d'espacement. Notamment dans une population hétérogène caractérisée par la présence de comportements divers, ce risque est considérable. Okun (1995) et Van Bavel (2004b) ont montré qu'en toute absence de contraception d'arrêt, un espacement efficace des naissances fait diminuer l'âge à la dernière maternité, ce qui peut également affecter les coefficients des modèles de Coale-Trussell et de Page. Okun (1994) a d'ailleurs montré qu'une partie importante de la population doit pratiquer la contraception d'arrêt pour que m s'écarte substantiellement de zéro.

La méthode de McDonald (1984) consiste à décomposer la descendance finale moyenne d'une génération en trois composantes principales et à déterminer la contribution de chacune au nombre moyen d'enfants nés. La formule de McDonald exprime la descendance en fonction de la proportion de femmes fécondes, de l'âge moyen des mères à la dernière naissance (pour la composante de l'arrêt), de l'âge moyen au mariage des femmes fécondes et

de l'amplitude moyenne de l'intervalle proto-génésique (pour la composante du démarrage), ainsi qu'en fonction de l'amplitude moyenne des intervalles inter-génésiques (pour la composante de l'espacement). En comparant ensuite les descendance de différentes populations ou générations, les parts dues aux trois composantes sont évaluées.

L'analyse (longitudinale) des parités des cohortes (David et al., 1988) est une méthode indirecte développée pour détecter l'existence d'un contrôle des naissances à partir de l'analyse de la distribution par parité. A cet effet, elle compare la répartition par parité d'une population-cible à celle d'une population de référence à fécondité naturelle, dont les caractéristiques culturelles et biologiques sont similaires à celles de la population étudiée. Les écarts entre les répartitions des parités sont ensuite utilisés pour déduire l'ampleur du contrôle de la fécondité dans la population-cible.

Contrairement aux modèles de Coale-Trussell et de Page, les approches de McDonald et de David et al. distinguent plus efficacement comportements d'arrêt et comportements d'espacement (Okun, 1994, 1995). Cependant, les deux sont exclusivement basées sur les données de couples dont l'histoire génésique est complète, c'est-à-dire dont le parcours de vie reproductive n'a été ni censuré (par un décès ou un divorce) ni tronqué (par une migration). Or, dans une population transitionnelle, le plus souvent marquée par le fait migratoire, la plupart des parcours de vie sont tronqués. L'analyse des parités des cohortes s'est d'ailleurs avérée très sensible au choix de la population de référence (Okun, 1994). Ce problème se pose d'autant plus qu'il s'agit de comparer différents groupes de population.

Il n'est pas exagéré de dire que les faiblesses des méthodes de McDonald et de David et al. sont les avantages de l'analyse démographique des biographies. Celle-ci a justement été conçue pour inclure les observations censurées et tronquées et se prête parfaitement à l'analyse multivariée (Gutmann et Alter, 1993). Cet outil d'analyse longitudinale a souvent été utilisé pour étudier les intervalles inter-génésiques dans les populations historiques (Alter, 1988 ; Kertzer et Hogan, 1989 ; Gutmann, 1990 ; Neven, 2003). Dans ces modèles appliqués aux parcours de vie reproductifs individuels, le taux instantané de transition de passer d'un rang de naissance r au rang $r+1$ est régressé sur une fonction du temps spécifiée ou non, sur une série de cofacteurs biométriques (tels que l'âge de la mère) ainsi que sur un vecteur de cofacteurs sociologiques. Parmi les variables biométriques, plusieurs auteurs ont inclus le rang de naissance (Alter, 1988 ; Gutmann et Alter, 1993) et ont interprété une diminution successive du taux de transition avec la parité comme un signe du comportement d'arrêt. Cependant, comme les intervalles ouverts, se terminant par un événement de censure ou de troncature, et les intervalles clos plus ou moins longs, se terminant par l'occurrence d'une naissance, sont analysés simultanément, le risque est de nouveau de confondre les effets d'espacement et d'arrêt. S'il est vrai que la question de la distinction entre effets de calendrier et effets d'intensité se pose dans tout modèle de survie, elle est d'autant plus virulente qu'on étudie une population hétérogène marquée par la diversité des comportements reproductifs. D'autres problèmes inhérents à cette approche, notamment le traitement adéquat de données événementielles répétées (respectivement le problème de non-indépendance des observations) et le non-respect de l'hypothèse de proportionnalité à travers les épisodes (Schumacher, 2010) sont d'ailleurs rarement abordés.

Détecter la contraception d'arrêt par un modèle de Poisson avec surreprésentation de zéros

Afin de détecter plus aisément, dans une population hétérogène, des sous-groupes pratiquant la contraception d'arrêt, je propose de modéliser des taux de fécondité par âge et par parité atteinte à l'aide d'un modèle de Poisson avec surreprésentation de zéros. La modélisation multivariée de taux démographiques s'effectue habituellement au moyen de modèles de Poisson (cf. Schoumaker, 2004). Dans le cas de la fécondité, on fait l'hypothèse sous-jacente que le nombre de naissances par classe d'âge y_i suit une loi de Poisson de moyenne μ_i avec

$$P(Y = y_i | \mu_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!}.$$

Le nombre moyen de naissances par classe d'âge μ_i correspondant au produit entre le taux de fécondité λ_i et la durée d'exposition au risque de la fécondité t_i , son logarithme devient

$$\ln \mu_i = \ln t_i + \ln \lambda_i.$$

Par conséquent, le nombre de naissances observées par catégorie d'âge peut être exprimé par la fonction log-linéaire

$$\ln \mu_i = \ln t_i + \sum_k \beta_k X_{ki},$$

où $\ln t_i$ correspond à un facteur de pondération dont le coefficient est fixé à 1 (on parle aussi d'*offset*, cf. Powers et Xie 2008) et où X représente un vecteur de facteurs externes comprenant la classe d'âge et d'autres variables indépendantes.

Un problème récurrent de ce modèle de comptage est le phénomène de sur-dispersion (*overdispersion*). Un modèle de Poisson est basé sur l'hypothèse sous-jacente selon laquelle la variance de la variable de comptage Y est égale à son espérance (conditionnelle à X). Il arrive souvent, cependant, que la variance est supérieure à l'espérance. Une telle situation de sur-dispersion va souvent de pair avec une sous-estimation des erreurs standards des coefficients et peut ainsi impliquer des problèmes d'inférence. Le phénomène de sur-dispersion est lié à l'hétérogénéité non observée dans les données, ou, autrement dit, au fait que le vecteur des covariables X est insuffisant pour expliquer la variance de la variable cible. Dans les modèles de comptage d'événements démographiques, l'hétérogénéité non observée se manifeste souvent par une surreprésentation de zéros. Par exemple, quand on dispose de données individuelles sur les parcours de vie reproductive, la probabilité d'observer zéro naissances pour un profil i donné, $P(Y_i = 0 | X)$, est supérieure à celle attendue selon une distribution de Poisson d'espérance μ_i .

Afin de faire face à ce problème de sur-dispersion, différentes déclinaisons du modèle de Poisson ont été proposées (Long et de Freese, 2006 ; Rabe-Hesketh et Skrondal, 2008). Si le modèle de régression binomiale négative permet de tenir compte de l'hétérogénéité non

observée dans les données de comptage agrégées, deux autres modèles s'appliquent explicitement aux données avec surreprésentation de zéros.

Le modèle à barrière (*hurdle model*) résulte de la combinaison d'un modèle binaire prédisant le nombre de zéros et d'un modèle de Poisson tronqué prédisant les comptages positifs. Ce modèle est basé sur l'hypothèse sous-jacente que les zéros et les nombres non nuls sont générés par deux processus distincts. Au contraire, le modèle de Poisson avec surreprésentation de zéros ZIP (*zero-inflated Poisson*) fait l'hypothèse que les zéros sont générés par deux processus distincts et consiste en la combinaison d'un modèle binaire et d'un modèle de Poisson habituel. A mon avis, c'est précisément ce dernier modèle qui capte le mieux l'hétérogénéité qu'on peut trouver dans les parcours de vie reproductive d'une population à fécondité transitionnelle.

Le modèle ZIP suppose la présence de deux groupes latents, c'est-à-dire non identifiables par les facteurs externes observés. Appliqué à la problématique de la fécondité transitionnelle, le modèle distingue le groupe des contracepteurs de celui des non contracepteurs. Dans le premier groupe (noté A) qui pratique efficacement la contraception d'arrêt, la fécondité reste toujours zéro dès que le nombre d'enfants souhaité est atteint. Dans le second groupe (noté \bar{A}) qui contient aussi des couples limitant leur fécondité par le biais de l'espacement prolongé des naissances, le nombre de naissances observé peut être égal à zéro, mais pas toujours. Les comptages nuls que l'on peut observer pour certains segments de parcours de vie de familles appartenant au second groupe s'expliquent par des problèmes de stérilité temporaire ou définitive ou encore par la présence d'intervalles inter-génésiques très longs et correspondent au nombre de zéros attendu selon une loi de Poisson d'espérance μ_i . Concrètement, le modèle estime simultanément la probabilité d'appartenir au groupe A (avec $\mu_i = 0$) par un modèle binaire et le nombre d'événements pour les membres du groupe \bar{A} (avec $\mu_i \geq 0$) par un modèle de Poisson. Formellement,

$$P(A_i = 1) = \phi \quad \text{et} \quad P(A_i = 0) = 1 - \phi$$

$$P(Y_i = 0 | A_i = 1, X, Z) = 1 \quad \text{et} \quad P(Y_i = 0 | A_i = 0, X, Z) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^0}{0!}$$

où ϕ représente la probabilité qu'un couple d'un profil donné appartienne au groupe A des contracepteurs et où X et Z correspondent à des vecteurs de covariables.

Appliqué à notre problématique de la contraception d'arrêt dans une population hétérogène du point de vue des comportements observés, on peut s'attendre à ce que ce modèle révèle, à partir d'une certaine parité de naissance, des sous-groupes dont la probabilité d'appartenir au groupe A des contracepteurs est substantiellement supérieure à celle d'autres catégories. Le modèle ZIP doit donc être appliqué à des taux de fécondité par classe d'âge et par parité atteinte.

Un exemple d'application : la fécondité genevoise au 19^{ème} siècle

L'utilité du modèle de Poisson avec surreprésentation de zéros dans l'analyse des comportements reproductifs dans une population transitionnelle peut être illustrée par l'exemple de la fécondité genevoise du 19^e siècle. La ville de Genève représente, en effet, un contexte démographique particulier qui a été étudié à plusieurs reprises.

Depuis l'étude de Louis Henry (1956) des généalogies de la bourgeoisie genevoise, la ville de Genève est connue pour son déclin précoce de la fécondité. En appliquant les règles de la reconstitution des familles à ces généalogies, Henry a montré qu'au sein de cette élite politique, économique et ecclésiastique, le déclin de la fécondité commence très tôt, à la fin du 17^e siècle, suite à une première baisse de la mortalité des enfants. Par la suite, les nombreuses études d'Alfred Perrenoud (1979, 1988, 1990) sur la démographie genevoise d'Ancien Régime ont révélé une diffusion du contrôle de la fécondité des classes supérieures aux classes moyennes et inférieures tout au long du 18^e siècle. Au début du 19^e siècle, la fécondité genevoise atteint un niveau, avec un indice de fécondité légitime I_g de 0.42 (en 1816), que la Suisse n'atteindra qu'un siècle plus tard. Au 19^e siècle, cependant, la baisse de la fécondité genevoise est interrompue par une longue phase de stagnation (Schumacher, 2010). Entre environ 1820 et 1880, la fécondité reste en effet à un niveau transitionnel sans reculer davantage. Cette stagnation s'explique d'une part par la mortalité des enfants dont le niveau relativement modéré mais toujours loin des valeurs atteintes à la fin du 19^e siècle empêche la fécondité à poursuivre son déclin, d'autre part par la recomposition profonde de la population en raison d'une immigration importante.

Suite à l'annexion de l'ancienne République genevoise par la France Napoléonienne en 1798, puis suite à son entrée dans la Confédération helvétique en 1815, l'immigration de Savoyards, de Français, de Suisses provenant des régions francophones et germanophones, ainsi que de ressortissants des Etats allemands marque durablement la société genevoise du 19^e siècle. Les différentes vagues d'immigration, dont le rythme s'accélère après la déconstruction des remparts médiévaux à la Vauban à partir de 1850, créent une population de plus en plus hétérogène, que ce soit du point de vue de l'origine géographique des individus que de leur appartenance socioprofessionnelle. Entre le début et la fin du 19^e siècle, la proportion des autochtones (protestants), pionniers du contrôle de la fécondité, recule de deux à un tiers, alors que l'élite se rétrécit au profit des classes ouvrières.

Cette recomposition de la population genevoise amène aussi une diversité accrue des comportements reproductifs. Ce n'est pas surprenant si l'on tient compte du fait que les immigrés, parmi eux un nombre croissant de catholiques, viennent de régions plus ou moins avancées dans le processus de la transition démographique. Certains, notamment les Français, viennent de régions où le déclin séculaire de la fécondité a déjà commencé, d'autres, comme la plupart des Savoyards et des Allemands, viennent de régions toujours ancrées dans l'ancien régime démographique. Une analyse multivariée a mis en évidence que les couples dont les deux époux sont nés à Genève ont une moindre fécondité que ceux dont les deux conjoints sont immigrés et que les classes ouvrières limitent moins strictement leur fécondité que les élites. Un modèle multiniveau a d'ailleurs montré que les immigrés provenant de régions pré-

transitionnelles caractérisées par des niveaux élevés de fécondité légitime, ont une fécondité supérieure à la moyenne genevoise (Schumacher, 2010).

L'application du modèle de Poisson avec sur-représentation de zéros aux taux de fécondité par classe d'âge et par parité atteinte devrait davantage élucider les différences – en termes de comportement d'arrêt – entre groupes d'origine et classes socioprofessionnelles. Les données utilisées dans cette analyse proviennent d'une reconstitution de plus de 2000 parcours familiaux de couples mariés en ville de Genève entre 1800 et 1880. Leurs histoires génésiques ont été reconstituées à l'aide des registres de l'état civil, de recensements divers, des registres des permissions de séjour et des annuaires de la population (Schumacher, 2010). Les informations contenues dans les actes de mariage permettent en outre de dresser un profil sociodémographique des couples. Une classification socioprofessionnelle a été élaborée sur la base des professions des époux. Si les représentants des pouvoirs politique et ecclésiastique, les négociants et les professions libérales forment la classe supérieure, les marchands et les cols blancs représentent la classe moyenne et les ouvriers qualifiés et non qualifiés la classe ouvrière. En exploitant l'indication du lieu de naissance des conjoints, il est possible de distinguer les couples natifs (les deux époux sont nés à Genève) des couples mixtes (l'un des deux époux est natif) et immigrés (les deux couples sont nés ailleurs).

Comme l'objectif de cette application concrète est précisément de détecter des sous-groupes pratiquant plus ou moins strictement la contraception d'arrêt, l'analyse se limite aux couples pour qui au moins deux naissances ont pu être enregistrées. Les tableaux 1 à 3 résument les résultats de trois modèles ZIP appliqués respectivement aux taux de fécondité par classe d'âge au-delà de la 2^e, de la 3^e et de la 4^e parité atteinte. Ces trois modèles sont tous spécifiés de la même façon. La classe d'âge quinquennale, la classe sociale et l'origine des couples sont incluses dans les modèles d'intensité (de Poisson), alors que du côté des modèles binaires (logit) les cofacteurs inclus sont la classe sociale et l'origine¹¹. Les tests de significativité des paramètres de régression sont basés sur des erreurs standards robustes dont l'estimation tient compte des corrélations intrafamiliales dans les données (robust standard errors for clustered data). Les modèles ont été ajustés dans Stata 10.

Le tableau 1 montre que dès la deuxième parité atteinte, la fécondité genevoise du 19^e siècle est soumise à d'intéressantes différences sociodémographiques. S'il est vrai que les groupes d'origine ne se distinguent pas significativement les uns des autres, les comportements reproductifs diffèrent d'un groupe socioprofessionnel à l'autre. Les deux autres modèles le confirmeront, la fécondité de la classe supérieure est systématiquement inférieure à celle des autres groupes sociaux. Le fait qu'à la deuxième parité l'appartenance à la classe sociale supérieure diminue la probabilité d'appartenir au groupe des contracepteurs (comparé à la classe moyenne) s'explique sans doute par le faible nombre de couples, dans ce groupe, arrêtant la fécondité après la deuxième naissance. A l'inverse, l'appartenance à la classe ouvrière diminue systématiquement, de la deuxième à la quatrième parité, la probabilité de pratiquer la contraception d'arrêt.

¹¹ Pour des questions de parcimonie et de redondance, la classe d'âge n'a pas été incluse dans les modèles binaires.

TABLEAU 1 - MODÈLE ZIP SUR LES TAUX DE FÉCONDITÉ PAR CLASSE D'ÂGE AU-DELÀ DE LA 2^{ÈME} PARITÉ

facteur	poisson		logit	
	coeff.	p-valeur	coeff.	p-valeur
classe sociale				
classe supérieure	-0.31	0.022	-12.69	0.027
classe moyenne	0	réf.	0	réf.
classe ouvrière	-0.13	0.307	-17.94	0.000
origine				
couples natifs	-0.05	0.509	0.51	0.570
couples mixtes	0	réf.	0	réf.
couples immigrés	0.13	0.055	-2.88	0.746

naissances : 2050, femmes-années : 17688

erreurs standard robustes ajustés pour 1321 couples

Les résultats du deuxième et du troisième modèle (tableaux 2 et 3 respectivement) montrent qu'au-delà de la troisième parité atteinte, les couples immigrés pratiquent significativement moins souvent la contraception d'arrêt que les couples mixtes et natifs. Ce résultat confirme non seulement les analyses précédentes montrant une fécondité plus élevée parmi les couples immigrés (Schumacher, 2010), mais en plus explicite ce différentiel en termes de différences de comportement : la fécondité supérieure des couples immigrés résulte d'une pratique moins stricte de la contraception d'arrêt.

TABLEAU 2 - MODÈLE ZIP SUR LES TAUX DE FÉCONDITÉ PAR CLASSE D'ÂGE AU-DELÀ DE LA 3^{ÈME} PARITÉ

facteur	poisson		logit	
	coeff.	p-valeur	coeff.	p-valeur
classe sociale				
classe supérieure	-0.68	0.000	-11.31	0.311
classe moyenne	0	réf.	0	réf.
classe ouvrière	-0.29	0.021	-24.07	0.000
origine				
couples natifs	0.05	0.605	0.77	0.381
couples mixtes	0	réf.	0	réf.
couples immigrés	0.09	0.270	-16.83	0.008

naissances : 1188, femmes-années : 10600

erreurs standard robustes ajustés pour 861 couples

Or, c'est surtout la compréhension du comportement reproductif de la classe ouvrière qui bénéficie le plus d'une analyse de poisson avec surreprésentation de zéros. Comme le montrent les résultats des modèles 2 et 3, au-delà de la 3^e parité atteinte, la fécondité des ouvriers est inférieure (en termes d'intensité) à celle de la classe moyenne. En même temps, cependant, l'appartenance à la classe ouvrière va de pair avec une moindre probabilité d'appartenir au groupe des contracepteurs d'arrêt. Ce résultat à priori contradictoire reflète l'existence d'une différence de stratégie reproductive que les techniques classiques de modélisation de taux (en l'occurrence les modèles de Coale-Trussell et de Page) ne seraient guère en mesure de dévoiler. Si la classe ouvrière pratique moins strictement la contraception

d'arrêt que les classes moyenne et supérieure, elle modère néanmoins sa fécondité en espaçant ses naissances. Ce passage du contrôle de la fécondité par espacement des naissances au contrôle par contraception d'arrêt a été décrit en détail par Alfred Perrenoud (1988). Pour la ville et un village rural du canton de Genève, Perrenoud a montré qu'en même temps que la contraception d'arrêt se répand au 18^e siècle, les intervalles intergénéraliques se raccourcissent. Dans le contexte transitionnel du 19^e siècle, marqué par de nombreux changements structurels et une mortalité infanto-juvénile pas encore maîtrisée (Schumacher, 2010), la classe ouvrière semble miser sur une double stratégie d'espacement et d'arrêt de la fécondité.

TABLEAU 3 - MODÈLE ZIP SUR LES TAUX DE FÉCONDITÉ PAR CLASSE D'ÂGE AU-DELÀ
 DE LA 4ÈME PARITÉ

facteur	poisson		logit	
	coeff.	p-valeur	coeff.	p-valeur
classe sociale				
classe supérieure	-0.73	0.006	-3.02	0.759
classe moyenne	0	réf.	0	réf.
classe ouvrière	-0.41	0.003	-16.40	0.000
origine				
couples natifs	0.24	0.057	0.81	0.552
couples mixtes	0	réf.	0	réf.
couples immigrés	0.21	0.050	-16.18	0.000

naissances : 683, femmes-années : 5896

erreurs standard robustes ajustés pour 504 couples

Conclusion

La contraception d'arrêt ou, en d'autres termes, l'arrêt de la fécondité une fois atteint le nombre d'enfants souhaité, est le comportement qui a le plus contribué au déclin séculaire de la fécondité à la fin du 19^e siècle en Europe occidentale. De nombreuses techniques ont été proposées pour détecter statistiquement ce comportement reproductif particulier (van Bavel, 2004b). Les modèles de Coale-Trussell (1974, 1978) et de Page (1977) modélisent le calendrier par âge et par durée de mariage respectivement de la fécondité légitime, alors que la méthode de McDonald (1984) consiste à décomposer une descendance finale en les composantes du démarrage, de l'espacement et de l'arrêt de la fécondité. L'analyse des parités des cohortes (David et al., 1988) compare la répartition par parité d'une population-cible à celle d'une population de référence à fécondité naturelle. L'analyse démographique des biographies (Alter, 1988), enfin, modélise l'occurrence de naissances successives et s'intéresse notamment à l'évolution du taux de transition en fonction du rang de naissance atteint. Toutes ces techniques ont leurs mérites, mais aussi leurs inconvénients. Si les modèles de Coale-Trussell et de Page, de même que l'analyse des biographies, risquent de confondre comportements d'espacement et de contraception d'arrêt (et ce notamment dans une population transitionnelle), les méthodes de McDonald et de David et al. se limitent aux histoires génésiques complètes, ce qui pose problème dans une population fortement marquée par les migrations.

Dans cette contribution, j'ai proposé une nouvelle technique de détection du comportement d'arrêt de la fécondité. Le principe du modèle de Poisson avec surreprésentation de zéros consiste à modéliser simultanément et indépendamment pour une série de parités atteintes, l'intensité de la fécondité (au moyen d'un modèle de Poisson) et l'appartenance au groupe des contracepteurs d'arrêt (à l'aide d'un modèle logistique). Si une catégorie sociodémographique s'avère plus probable d'appartenir à ce groupe à fécondité nulle que d'autres, on peut en conclure qu'à partir de la parité en question, elle pratique plus strictement la contraception d'arrêt.

L'exemple d'application – la fécondité légitime de la population genevoise du 19^e siècle – a mis en évidence que le modèle de Poisson avec surreprésentation de zéros est particulièrement adapté à l'étude de la contraception d'arrêt dans une population hétérogène en termes de comportements et fortement marquée par les migrations. Sa force majeure est sa capacité de détecter des différentiels intergroupes en matière de contraception d'arrêt, tout en intégrant les parcours reproductifs tronqués par la mobilité des couples. A la différence des méthodes de McDonald et de David et al., cette technique ne doit donc pas se limiter aux histoires génésiques complètes. De surcroît, en modélisant simultanément intensité et arrêt de la fécondité, elle court moins le risque de confondre comportements d'espacement et d'arrêt que les autres approches de modélisation de taux. Il faut reconnaître, cependant, que le modèle de Poisson avec surreprésentation de zéros ne fait que comparer des sous-groupes entre eux. Avant d'appliquer ce modèle, il est indispensable de disposer de connaissances préalables des comportements reproductifs dans la population en question. Combiné avec d'autres techniques d'analyse de stratégies reproductives, le modèle de Poisson avec surreprésentation de zéros peut s'avérer un outil de raffinement puissant de détection de différentiels sociodémographiques.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ALTER George, 1988, *Family and female life course. The women of Verviers, Belgium 1849-1880*, Madison, The University of Wisconsin Press, 240 p.

BENGTSSON Tommy, DRIBE Martin, 2006, « Deliberate control in a natural fertility population: Southern Sweden, 1766-1864 », *Demography*, 43 (4), p. 727-746.

BONGAARTS John, Potter, ROBERT C., 1983, *Fertility, biology and behavior*, New York, Academic Press, 230 p.

BROSTRÖM Goran, 1985, « Practical aspects on the estimation of the parameters in Coale's model for marital fertility », *Demography*, 22 (4), p. 625-631.

CLEGG John E., 2001, « Starting, spacing and stopping in the reproductive histories of outer Hebridean families », *Journal of biosocial sciences*, 33, p. 405-426.

Coale Ansley J., 1986, « The decline of fertility in Europe since the 18th century as a chapter in demographic history », in Coale Ansley J., Watkins Susan C. (dir.), *The decline of fertility in Europe*, Princeton, Princeton University Press, p. 1-30.

COALE Ansley J., TRUSSELL James T., 1974, « Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations », *Population Index*, 40 (2), p. 185-258.

COALE Ansley J., TRUSSELL James T., 1978, « Technical note: finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility », *Population Index*, 44 (2), p. 203-213.

DAVID Paul A., MROZ Thomas A., SANDERSON Warren C., WACHTER Kenneth W., Weir David R., 1988, « Cohort parity analysis. Statistical estimates of the extent of fertility control », *Demography*, 25 (2), p. 163-188.

GUINNANE Timothy W., OKUN Barbara S., TRUSSELL James, 1994, « What do we know about the timing of fertility transitions in Europe ? » *Demography*, 31 (1), p. 1-20.

GUTMANN Myron P., 1990, « Denomination and fertility decline: the Catholics and Protestants of Gillespie County, Texas », *Continuity and Change*, 5 (3), p. 391-416.

GUTMANN Myron P., ALTER George, 1993, « Family reconstitution as event-history analysis », in Reher David, Schofield Roger (dir.), *Old and new methods in historical demography*, Oxford, Clarendon Press, p. 159-177.

HENRY Louis, 1956, *Anciennes familles genevoises. Etude démographique, 16^e-20^e siècles*, Paris, Presses universitaires de France, 232 p.

HENRY Louis, 1961a, « La fécondité naturelle. Observation - théorie – résultats », *Population*, 4 (4), p. 625-636.

HENRY Louis, 1961b, « Some data on natural fertility », *Eugenics Quarterly*, 8 (2), p. 81-91.

HENRY Louis, 1972, *Démographie: analyse et modèles*, Paris, Larousse, 340 p.

KERTZER David I., HOGAN Dennis P., 1989, *Family, political economy, and demographic change: the transformation of life in Casalecchio, Italy, 1861-1921*, Madison, University of Wisconsin Press, 324 p.

KNODEL John, 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 (2), p. 143-162.

LONG Scott J., FREESE Jeremy, 2006, *Regression models for categorical dependent variables using Stata. 2nd edition*, College Station, TX, Stata Press, 527 p.

MCDONALD Peter, 1984, *Nuptiality and completed fertility : a study of starting, stopping and spacing behavior*, Voorburg, International Statistical Institute.

NEVEN Muriel, 2003, *Individus et familles: les dynamiques d'une société rurale: le pays de Herve dans la seconde moitié du XIX^e siècle*, Genève, Droz, 530 p.

OKUN Barbara S., 1994, « Evaluating methods for detecting fertility control : COALE and TRUSSELL'S model and cohort parity analysis », *Population Studies*, 48 (2), p. 193-222.

OKUN Barbara S., 1995, « Distinguishing stopping behavior from spacing behavior with indirect methods », *Historical Methods*, 28 (2), p. 85-96.

PAGE Hillary J., 1977, « Patterns underlying fertility schedules : a decomposition by both age and marriage duration », *Population Studies*, 31 (1), p. 85-106.

PERRENOUD Alfred, 1979, *La population de Genève du 16^e au début du 19^e siècle. Etude démographique*, Genève, Société d'histoire et d'archéologie de Genève, 611 p.

PERRENOUD Alfred, 1988, « Espacement et arrêt dans le contrôle des naissances », *Annales de démographie historique*, 1988, p. 59-78.

PERRENOUD Alfred, 1990, « Aspects of fertility decline in an urban setting : Rouen and Geneva », in van de WOUDE Ad, de VRIES Jan, HAYAMI Akira (dir), *Urbanization in history. A process of dynamic interactions*, Oxford, Oxford University Press, p. 243-263.

POWERS Daniel A., XIE Yu, 2008, *Statistical methods for categorical data analysis*, second edition, Bingley, Emerald, 317 p.

RABE-HESKETH Sophia, SKRONDAL Anders, 2008, *Multilevel and longitudinal modeling using Stata*, College Station, Stata Press, 562 p.

RODRIGUEZ German, CLELAND John, 1988, « Modelling marital fertility by age and duration : an empirical appraisal of the Page model », *Population Studies*, 42 (2), p. 241-257.

SANTOW Gigi, 1995, « Coitus interruptus and the control of natural fertility », *Population Studies*, 49 (1), p. 19-43.

SCHOUMAKER Bruno, 2004, « Une approche personnes-périodes pour l'analyse des histoires génésiques », *Population-F*, 59 (5), p. 783-796.

SCHUMACHER Reto, 2010, *Structures et comportements en transition. La reproduction démographique à Genève au 19^e siècle*, Collection Population, famille et société vol. 12, Berne, Peter Lang, 549 p.

VAN BAVEL Jan, 2004a, « Deliberate birth spacing before the fertility transition in Europe : evidence from nineteenth-century Belgium », *Population Studies*, 58 (1), p. 95-107.

VAN BAVEL Jan, 2004b, « Distinguer contraception d'arrêt et contraception d'espacement. Revue des méthodes en démographie historique », *Population-F*, 59 (1), p. 119-132.