

**L'analyse biographique des données d'enquêtes longitudinales prospectives à période
d'observation courte**

Benoît Laplante
Institut national de la recherche scientifique (Canada)

María Marta Santillán
Universidad Nacional de Córdoba (Argentine)

María Constanza Street
Institut national de la recherche scientifique (Canada)
Universidad Nacional de Córdoba (Argentine)

Benoît Laplante
Centre Urbanisation, Culture et Société
Institut national de la recherche scientifique
385, rue Sherbrooke est
Montréal (Québec)
Canada H2X 1E3

Benoit.Laplante@UCS.INRS.Ca
Téléphone: +1.514.526.2015
Télécopie: +1.514.499.4065

L'analyse biographique des données d'enquêtes longitudinales prospectives à période d'observation courte

1. Introduction

L'analyse des biographies joue un rôle important dans l'étude des familles et des ménages, mais son usage est limité parce qu'il n'est facile de disposer de vraies données d'enquêtes biographiques, c'est-à-dire, pour tous les individus d'un échantillon, de la séquence complète des événements démographiques qui constituent la biographie de chacun et du moment précis où chacun est survenu, recueillies au moyen d'une enquête rétrospective ou d'une enquête prospective à passages répétés où les individus sont observés à partir du moment d'origine des événements étudiés.

Avec le recensement, les enquêtes auprès des ménages constituent l'épine dorsale système statistique national de nombreux pays. Ces enquêtes recueillent différents types de données auprès de la population (revenu du ménage, chômage, etc.). Certaines d'entre elles, sans être véritablement prospectives, utilisent un plan de sondage avec renouvellement de panel qui fait interroger les mêmes ménages plusieurs fois de suite afin de réduire le coût de la constitution de l'échantillon. Bien qu'elles ne soient pas menées avec l'intention de recueillir des données longitudinales, ces enquêtes recueillent néanmoins de telles données : elles mesurent les mêmes caractéristiques auprès des mêmes unités, ce qui permet d'observer un certain nombre de changement au fil du temps. Du point de vue conventionnel, de telles données ne peuvent pas être étudiées au moyen des méthodes de l'analyse des biographies. Nous soutenons au contraire que malgré leurs limites, de telles données peuvent être utilisées pour étudier les événements démographiques d'une manière très semblable à ce que l'on fait habituellement avec l'analyse des biographies. Dans cette communication, nous proposons une lecture critique rapide de certaines notions conventionnelles de l'analyse des biographies dont nous croyons qu'elles ne sont pas toujours bien comprises et nous présentons des résultats tirés d'une étude sur la conversion de l'union consensuelle en mariage menée à partir des données de la *Encuesta Permanente de Hogares* argentine, une enquête à plan de sondage avec renouvellement de panel où les ménages sont observés quatre fois au cours d'une période de 18 mois.

2 La notion d'analyse longitudinale

Les démographes étudient depuis longtemps la fécondité, la mortalité et la migration dans la perspective longitudinale ; ils ont longtemps fait ce type d'études à partir de données agrégées provenant principalement du recensement et des registres de l'état-civil et au moyen de la table d'extinction qui, pour les démographes, est l'outil d'analyse longitudinale fondamental. Les sociologues étudient depuis longtemps les phénomènes sociaux à partir de données individuelles provenant d'enquêtes transversales et au moyen de modèles linéaires comme la régression multiple ou la régression logistique.

Depuis une vingtaine d'années, sociologues et démographes s'intéressent à l'étude des phénomènes sociaux et démographiques au moyen de l'approche longitudinale qui a longtemps été le propre des démographes, mais à partir de données d'enquêtes et au moyen de modèles statistiques, comme les sociologues avaient l'habitude de le faire. Dans ce type d'études, la variable dépendante est le passage de l'état d'origine à l'état de destination et les modèles linéaires les plus couramment utilisés sont les modèles de durée (*duration models*) et surtout les modèles de risque (*hazard models*), qui, contrairement aux modèles de durée, permettent l'usage de variables indépendantes dont les valeurs changent au fil du temps. Dans ces études, les variables indépendantes peuvent donc être des caractéristiques fixes des individus, comme le sexe, l'origine sociale ou la langue maternelle, mais aussi des caractéristiques qui changent tout au long de la vie, comme le fait de travailler ou non. Plus généralement, tout phénomène qui correspond à un changement d'état peut être utilisé comme variable indépendante : former ou rompre une union, avoir un enfant, trouver un emploi ou le perdre. Tout phénomène qui peut être décrit comme un état peut servir de variable indépendante : être ou pas en union, avoir ou ne pas avoir d'enfant, avoir ou non un emploi. En principe, les études de ce genre ne peuvent être réalisées correctement que si l'on dispose de la biographie complète de chaque répondant. L'outil de cueillette fondamental est le questionnaire biographique. L'enquête biographique peut être purement rétrospective, et se faire en n'interrogeant les répondants qu'une seule fois, ou se faire dans le cadre d'une enquête à passages répétés. Dans le second cas, l'enquête biographique se distingue de l'enquête à passages répétés conventionnelle parce qu'elle n'a pas pour but de connaître l'état du répondant au moment de chacun des passages, mais plutôt la succession des états qu'il a occupé depuis le dernier passage, et surtout le moment où il est passé de l'un à

l'autre. Sans ces informations, l'analyse longitudinale est impossible. Certaines enquêtes biographiques combinent les deux approches : on y utilise un questionnaire biographique rétrospectif qui couvre une longue période au premier passage et un questionnaire biographique rétrospectif qui ne porte que sur la période écoulée depuis le dernier passage à chacun des passages suivants.

Pour les démographes et les sociologues, les données biographiques ainsi que les modèles de risque et les modèles de durée qui permettent de les exploiter sont devenus les chevaux de trait de l'analyse longitudinale parce qu'ils permettent de faire, en tenant compte de plusieurs variables indépendantes, ce que la table d'extinction ne permet de faire que pour une seule population ou tout au plus quelques sous-populations à la fois. De ce point de vue, les données recueillies au moyen d'un questionnaire biographique sont des données longitudinales parce qu'elles permettent de faire des analyses longitudinales. Pour les démographes et les sociologues, « longitudinal » et « biographique » sont liés dans la mesure où pour réaliser une analyse longitudinale qui relie un événement démographique — comme la formation d'une union — à une ou plusieurs variables indépendantes dont les valeurs peuvent varier au cours de la vie — comme le fait de travailler ou non — il faut savoir à quel moment de la vie du répondant s'est formée l'union et, surtout, si à chacun des moments de la vie du répondant qui précèdent le moment de cet événement, ce répondant travaillait ou non. La seule manière efficace d'obtenir de telles informations est de recueillir la biographie des répondants. En pratique, donc, pas d'analyse longitudinale sans données biographiques.

3 Les biographies, l'analyse des biographies et les modèles de risque

Vivre seul, être en union libre et être marié sont les trois modalités principales de ce qui constitue aujourd'hui l'état matrimonial. Lorsque ces trois modalités sont envisagées selon l'approche longitudinale, elles deviennent les trois états qu'un individu peut occuper au cours de sa vie et qui constituent ainsi l'espace d'états au sein duquel il peut se déplacer. Le séjour dans un état constitue un épisode. Une suite d'épisodes constitue une trajectoire. Au sens de l'analyse des biographies, la biographie d'un individu est l'ensemble des trajectoires de cet individu qui rendent compte des aspects de sa vie dont on a besoin pour étudier un ou plusieurs phénomènes sociaux ou démographiques dans l'approche longitudinale des démographes au moyen de modèles linéaires appropriés.

Dit autrement, chacun des épisodes d'une trajectoire commence à un moment précis et connu de la vie du répondant. Tous les épisodes d'une trajectoire, sauf le dernier, se terminent par le passage à l'épisode suivant de la chaîne qui constitue cette trajectoire. Le moment de chaque passage est connu et la durée de chaque épisode peut être calculée. Le dernier épisode se termine généralement au moment de l'enquête plutôt que par le passage à l'épisode suivant. Selon les buts de la recherche, on peut concevoir et recueillir plusieurs trajectoires : trajectoire des études, trajectoire d'emploi, trajectoire résidentielle, etc. On peut étudier les changements qui surviennent dans une des trajectoires de l'individu en utilisant les éléments qui constituent les autres trajectoires comme variables indépendantes. On peut ainsi voir dans quelle mesure avoir ou pas un emploi augmente ou diminue le risque de former une union ou, au contraire, de la briser. La modélisation permet même de distinguer l'effet d'avoir ou pas un emploi de l'effet de le perdre lorsque l'on en a un. L'approche permet également de poser le problème à l'envers et de s'intéresser, par exemple, à l'effet de la vie conjugale sur l'emploi.

Tout ceci est bien connu aujourd'hui. L'usage relativement facile des logiciels qui permettent d'estimer les modèles de risque utilisés en analyse des biographies a assuré leur diffusion et on ne compte plus les publications qui font état de résultats d'études réalisées à partir de données biographiques. On pourrait croire que depuis vingt ans qu'ils les utilisent et enseignent à leurs étudiants à les utiliser, les sociologues et les démographes comprennent bien les modèles de durée et les modèles de risque. Ce n'est malheureusement pas le cas. Pour des raisons que nous examinons dans cet article et dans le suivant, il s'est développé un profond malentendu entre sociologues et statisticiens sur la nature de ces modèles et surtout sur la nature des processus statistiques auxquels ils donnent une forme et sur la nature des phénomènes qu'ils permettent d'étudier. En fait, les sociologues et les démographes en sont venus à développer une compréhension tout à fait erronée de certains des concepts statistiques qui sont à la base des modèles qu'ils utilisent.

La manière la plus simple de faire apparaître ce décalage est de rappeler deux faits élémentaires. Les statisticiens d'enquête qui s'occupent d'enquêtes longitudinales conçoivent leurs méthodes et construisent des plans d'échantillonnage et, accessoirement calculent des poids, en raisonnant à partir de populations d'individus ou, plus rarement, de ménages. Les statisticiens qui développent les modèles linéaires qui servent à étudier les changements d'état conçoivent

leurs modèles en raisonnant à partir de mécanismes qui génèrent des durées de séjour. L'évolution contemporaine des méthodes d'enquête longitudinale et celle des modèles linéaires utilisés dans l'analyse des biographies reposent sur ces définitions et ces prémisses.

Or, les sociologues et les démographes qui pratiquent l'analyse des biographies le font généralement en se rattachant à un cadre conceptuel formulé au cours des années 80 à partir d'une prémisse toute différente : pour les pionniers de l'usage de l'approche biographique en sociologie, l'unité d'*analyse* était la biographie et l'unité d'*échantillonnage* était également la biographie, tirée d'une *population de biographies*. Cette idée est exprimée dans deux textes fondateurs, un peu confusément dans Tuma et Hannan (1984 : 43 ss.), mais de manière très explicite dans Hoem (1985 : 250). Elle est reprise depuis, directement ou indirectement, dans les ouvrages consacrés à l'analyse des biographies en sociologie ou en démographie, notamment dans Blossfeld, Hamerle et Mayer (1989), Courgeau et Lelièvre (1989 : 14 ss.) et Yamaguchi (1991), mais également dans des ouvrages plus récents comme Lelièvre et Bringé (1998) et Blossfeld et Rohwer (2002 : 39). On pourrait voir là une contribution conceptuelle originale de la sociologie au progrès des études longitudinales. Fort malheureusement, et jusqu'à preuve du contraire, il n'en est rien : les sociologues et les démographes qui pratiquent l'analyse des biographies utilisent des données recueillies auprès d'échantillons d'individus et des méthodes conçues pour rendre compte simplement de la variation de la durée, au sens où la régression permet de rendre compte de la variation d'une quantité comme le revenu. Qu'il soit possible de reformuler ces modèles pour qu'ils permettent d'utiliser le risque (*hazard*) ou le taux (*rate*) plutôt que la durée du séjour comme variable dépendante ne change rien à la chose : dans l'état actuel de la statistique, la biographie ne peut être ni une unité d'échantillonnage, ni une unité d'analyse.

Ne pas reconnaître ce fait a conduit les sociologues et les démographes à confondre la *troncature* et la *censure* avec la *fermeture* et l'*ouverture* et à appliquer ces notions aux biographies, qui ne peuvent être ni tronquées, ni censurées, ni ouvertes, ni fermées. La troncature et la censure sont deux propriétés du mécanisme d'échantillonnage des durées qui est à la base du raisonnement qui permet d'estimer les modèles de durée et les modèles de risque par la méthode du maximum de vraisemblance. La fermeture et l'ouverture sont simplement des caractéristiques des épisodes observés.

Le seul outil réellement biographique en usage dans les enquêtes longitudinales est le questionnaire, lorsqu'il recueille de manière complète les différentes trajectoires qui constituent la biographie des individus (Antoine, Bry et Diouf 1987 ; Freedman, Thornton, Camburn, Alwin et Young-Marco, 1988 ; Axinn, Barber et Ghimire, 1997). L'exhaustivité du questionnaire ne change cependant rien à la chose : recueillir des biographies complètes auprès d'un échantillon d'individus et étudier la durée des différents épisodes qui les constituent au moyen de modèles conçue pour étudier des épisodes distincts n'est pas utiliser la biographie comme unité d'échantillonnage et d'analyse. En bref, le cadre conceptuel avec lequel les sociologues et les démographes abordent l'analyse des biographies repose sur des prémisses qui prennent le contre-pied des prémisses sur lesquelles reposent les modèles statistiques qu'ils utilisent pour réaliser leurs analyses.

Réaliser des analyses au moyen des modèles de risque ou de durée en utilisant naïvement le cadre conceptuel de l'analyse des biographies constitue une incohérence intellectuelle qui n'est pas sans conséquences. La principale est que le chercheur devient incapable de comprendre la solution de certains problèmes simples comme celui de l'entrée différée et incapable de suivre les développements méthodologiques que les chercheurs d'autres disciplines, et notamment les biostatisticiens, ont réalisés depuis une quinzaine d'années. Il est également vraisemblable de voir dans l'usage de ce cadre conceptuel la raison pour laquelle les sociologues et les démographes ont été relativement conservateurs dans l'usage des données recueillies par les enquêtes longitudinales et dans l'usage des modèles de risque et des modèles de durée au cours de cette période.

Deux problèmes tirés de la situation de la recherche au Canada permettent de mieux saisir les conséquences pratiques de l'usage naïf du cadre conceptuel de l'analyse des biographies.

Le premier problème, tout simple, est que le Canada est un pays d'immigration et que toutes les enquêtes rétrospectives menées au Canada contiennent la biographie de personnes nées à l'étranger. La portion de la biographie d'une personne née à l'étranger qui se déroule à l'étranger avant son établissement au Canada est évidemment utile pour comprendre la portion de sa biographie qui se déroule au Canada, mais il est tout aussi évident que la portion de la biographie d'une personne née à l'étranger qui précède son établissement au Canada ne peut pas servir à étudier les processus qui se déroulent au Canada. L'*Enquête rétrospective sur la famille* recueille la biographie complète d'individus choisis parce qu'ils vivent au Canada au moment de

l'enquête. Les données de cette enquête, comme celles de toutes les enquêtes menées auprès de la population canadienne, ne peuvent servir qu'à étudier la population canadienne. La portion de la biographie d'une personne née à l'étranger qui se déroule avant l'établissement au Canada a eu lieu alors que cette personne ne faisait pas partie de la population canadienne et était régie par des processus et un contexte qui ne sont pas ceux de la société canadienne. Dans une étude sur la formation de la première union, la portion de la biographie d'une personne née à l'étranger qui se déroule à l'étranger sert à déterminer les événements du passé de cette personne — par exemple, la rupture de l'union de ses parents ou la mort de l'un d'eux — qui peuvent expliquer, en partie, la portion de sa biographie qui se déroule au Canada, mais, dans le cadre d'une étude sur la formation de la première union au Canada cette personne ne devient à risque de former une union qu'à partir du moment où elle fait partie de la population canadienne dans la mesure, bien sûr, où elle n'avait pas déjà formé cette union avant de s'y établir. Ce problème ne provient pas du choix d'un plan d'enquête, il découle d'un processus inhérent à la dynamique de la population. L'usage naïf du cadre conceptuel de l'analyse des biographies, qui exige la connaissance complète de la biographie, ne permet pas de trouver la solution à ce problème qui lui apparaît comme un paradoxe : la nécessité d'exclure un individu du groupe à risque pendant la première partie de sa vie alors que l'on connaît toute sa biographie.

Le second problème est que le Canada, contrairement à la plupart des pays avancés, ne possède pas de grande enquête sociale biographique, ni d'enquête sociale longitudinale menée auprès d'un échantillon longitudinal stable. Le chercheur canadien qui s'intéresse, par exemple, aux rapports entre les trajectoires familiales et professionnelles est dans une situation difficile. L'étude de ces rapports avec des données biographiques n'est plus une nouveauté (voir, par exemple, Blossfeld et Drobnič, 2001), mais il est très difficile sinon impossible d'aborder ces questions au Canada de la manière dont elles sont traitées par les chercheurs de la plupart des pays avancés. Cette difficulté a une cause toute simple : aucune enquête canadienne ne recueille des données comparables à celles dont disposent les chercheurs des autres pays. Il est vrai que Statistique Canada recueille de l'information longitudinale sur la famille et le travail dans deux de ses enquêtes. L'*Enquête rétrospective sur la famille*, reprise de manière périodique à partir de nouveaux échantillons, collige de manière exhaustive et datée, les événements de la trajectoire familiale (formation et rupture des unions, naissances, adoptions et décès des enfants), mais l'information qu'elle recueille sur la biographie de travail est assez sommaire. L'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, une enquête par panels, recueille quelques informations sur les événements de la trajectoire familiale, mais sert plutôt à recueillir de manière exhaustive — malheureusement pas toujours datée et uniquement pour les salariés —, les événements de la trajectoire professionnelle. Les panels sont cependant renouvelés tous les six ans, ce qui signifie que personne n'est observé plus de six ans. En conséquence, le chercheur qui s'intéresse aux rapports entre la vie familiale et la vie de travail au Canada doit soit se contenter de relier les événements de la vie familiale à un résumé très incomplet de la trajectoire professionnelle, soit de ne relier les deux que sur de courtes périodes. Les inconvénients de la première solution sont évidents : on ne peut pas estimer l'effet d'une variable qui n'est pas mesurée et l'effet d'une variable mal mesurée est généralement atténué, parfois au point de ne plus être décelable.

Les pièges du cadre conceptuel de l'analyse des biographies apparaissent lorsque l'on tente de décrire les inconvénients de la seconde solution. En fait, le jugement que l'on porte sur la situation varie du tout au tout selon que l'on adopte le cadre conceptuel de l'analyse des biographies ou que l'on examine la situation à partir de l'approche généralement adoptée en statistique. Dans le premier cas, le problème n'a pas de solution acceptable parce que, en dernière analyse, on ne dispose pas d'un échantillon de biographies, que les observations sont « tronquées à gauche » ou « censurées à gauche » et que ceci empêche de connaître les conditions initiales du phénomène. Dans le second, le problème se ramène à réaliser des analyses à partir d'un groupe à risque dont l'effectif peut augmenter avec le temps ; il suffit alors d'adopter ce qui porte aujourd'hui le nom d'approche conditionnelle et dont le principe, énoncé en termes très simples par Kaplan et Meier (1958 : 463), est répété par Cox et Oakes (1984 : 177-178).

L'approche que nous utilisons pour réaliser l'équivalent de l'analyse biographique à partir de données d'enquêtes longitudinales prospectives à période d'observation courte est techniquement simple, mais il ne devient possible de l'envisager et de la comprendre qu'en rompant le corset conceptuel un peu étroit dans lequel l'analyse des biographies, telle que se pratique en démographie et en sociologie, s'est confinée depuis une vingtaine d'années. Les démographes et sociologues qui douteraient de la validité de cette approche pourront lire Korn, Graubard et Midthune (1997) qui ne proposent rien d'autre que ce que nous proposons, mais dans le contexte des études épidémiologiques.

4 L'EPH, son plan d'enquête et l'analyse des biographies

La *Encuesta Permanente de Hogares* (EPH, "Enquête permanente sur les ménages") est réalisée par *Instituto Nacional de Estadística y Censos* (INDEC), l'agence statistique nationale argentine. Elle est menée depuis 1972 dans les principaux centres urbains du pays et a progressivement été étendue de manière à couvrir tous les centres urbains et environ 70% de la population du pays. L'EPH a pour but principal de recueillir de l'information sur les caractéristiques sociodémographiques, la participation au marché du travail ainsi que sur la distribution du revenu et de la richesse. L'information recueillie par l'EPH est utilisée d'abord et avant tout pour estimer le taux d'activité et le taux de chômage ainsi que la proportion des ménages qui vivent sous le seuil de la pauvreté. Le plan de sondage avec renouvellement de panel de l'EPH permet de recueillir de l'information sur les mêmes ménages au moyen de quatre observations étalées sur 18 mois. Du fait qu'elle utilise un plan de sondage avec renouvellement de panel, l'EPH est la seule des sources de données d'enquête de l'INDEC qui peut être utilisée pour réaliser des études longitudinales.

L'EPH est une enquête dont le questionnaire est administré à un échantillon probabiliste de la population. Jusqu'au début de 2003, l'enquête était réalisée deux fois par année, en mai et octobre, en suivant un plan de sondage avec renouvellement de panel dans lequel le quart de l'échantillon était renouvelé à chaque fois. Avec ce plan, chaque ménage demeurait dans l'échantillon pendant une période d'au plus 18 mois au cours de laquelle il était interviewé jusqu'à quatre fois.

Du point de vue de l'analyse des biographies, les ménages ou leurs membres qui se trouvent dans un quelconque état d'origine (par exemple, vivre au-dessus du seuil de pauvreté ou encore vivre en union consensuelle) au moment où ils sont interrogés pour la première fois sont à risque de sortir de cet état and d'entrer dans un autre état (par exemple, vivre sous le seuil de pauvreté ou encore être mariés) et *sont observés à risque de changer d'état* du moment où ils deviennent membres de l'échantillon jusqu'à celui où ils quittent en effet leur état d'origine ou jusqu'à celui où ils quittent l'échantillon sans avoir changé d'état, normalement au bout de 18 mois. Le plan de sondage avec renouvellement de panel de l'EPH permet ainsi d'enregistrer des événements approximativement au moment où ils se produisent. Comme dans le cadre d'une analyse des biographies conventionnelle, les ménages ou les individus sortent du groupe à risque soit en changeant d'état, soit en quittant l'échantillon sans avoir changé d'état s'ils ne l'ont pas encore fait au moment de la dernière entrevue (Figure 1).

L'EPH recueille la valeur courante des variables qu'elle mesure à chaque passage, ce qui fournit l'information nécessaire à la construction de variables indépendantes fonction du temps. Ceci est évidemment vrai pour les variables indépendantes fonction du temps que l'on conçoit comme la série des valeurs d'une variable dont on sait qu'elle peut varier au fil du temps (par exemple, la taille du ménage ou le revenu total du ménage), mais est également vrai pour les variables indépendantes fonction du temps qui sont elles-mêmes définies comme des changements d'état ou des événements comme, par exemple, la naissance d'un enfant. Les variables de ce genre peuvent être construites en comparant les valeurs de variables recueillies au cours de passages successifs.

En principe, il est possible de réaliser le type d'analyses que nous proposons pour toute période depuis le début de l'enquête. Cependant, les bases de données de l'EPH mises à la disposition des chercheurs ne contiennent qu'à partir de mai 1995 l'information qui permet de suivre des ménages d'un passage au suivant. De plus, le plan de sondage avec renouvellement de panel de l'EPH a été modifié après le passage de mai 1995; depuis ce moment, l'EPH utilise un plan dans lequel les ménages sont interviewés quatre fois au cours d'une période de 15 mois, avec un intervalle de neuf mois entre le deuxième et la troisième entrevue. Cette modification du plan de sondage a été réalisée de manière telle qu'il n'est pas possible de relier les données recueillies avant le changement auprès des ménages qui appartenaient à l'échantillon au moment du changement à celles qui ont été recueillies auprès des mêmes ménages après le changement (INDEC, 2003: 16-19). En conséquence, on ne peut réaliser d'analyse longitudinale avec les données de l'EPH que pour la période comprise entre mai 1995 et mai 2003, ou bien à partir d'octobre 2003. L'exemple que nous présentons dans cette communication porte sur la période comprises entre mai 1995 et mai 2003.

5 Un exemple : de l'union consensuelle au mariage

Au cours des dernières décennies, l'union consensuelle et les naissances hors mariage se sont répandus en Argentine. Dans l'ensemble du pays, cette tendance s'est affirmée à partir des années 1980 et s'est installée au cours des années 1990. D'après les données disponibles, alors

qu'en 1980, 11,5% des femmes qui avaient un conjoint vivaient en union consensuelle, cette proportion atteignait 22,5% en 2001; parallèlement, alors qu'en 1980, 29,8% des enfants naissaient hors mariage, cette proportion atteignait 57,6% en 2001

À première vue, cette croissance paraît semblable à celle que l'on a constatée dans certains pays occidentaux développés et que l'on interprète dans le cadre de la « deuxième transition démographique » (van de Kaa, 1987). Si tel était le cas, on devrait pouvoir rendre compte de la montée de l'union consensuelle en Argentine en invoquant les facteurs qui sont utilisés pour rendre compte de sa montée dans les pays occidentaux développés, par exemple la perte de la légitimité du contrôle de la sphère privée par les institutions politiques et religieuses, la fin de l'association entre la sexualité et la reproduction rendue possible par la contraception moderne, la transformation du rôle et de la condition sociaux des femmes de même que la quête de la réalisation personnelle.

Plusieurs auteurs, dont Quilodrán (1999), Rodríguez Vignoli (2004), Castro Martín (2003) et Ghirardi (2004), notent cependant que l'union consensuelle a une longue histoire dans toute l'Amérique latine, avec des variantes importantes selon les pays. Dans de nombreuses régions d'Amérique latine, l'union consensuelle est une réalité bien établie dans certains secteurs de la société, notamment dans les classes inférieures, dont on peut très bien rendre compte par la persistance des pratiques pré-hispaniques des peuples autochtones, par les difficultés qui ont limité le succès des tentatives, par les autorités coloniales, d'imposer la forme européenne du mariage, par le métissage, par le besoin de trouver une manière pratique d'assurer les nécessités de la vie et par le fait qu'établir une union consensuelle est moins dispendieux que de se marier plutôt que par le refus conscient du mariage comme cadre légitime de la vie de couple et de la vie de famille.

Bien que les études sur la diffusion de l'union consensuelle dans les pays occidentaux développés discutent rarement la persistance de pratiques pré-européennes ou pré-chrétiennes ou même les effets des contraintes économiques, on trouve des explications analogues dans les études sur la cohabitation aux États-Unis. Par exemple, Oppenheimer (1994) et Oppenheimer, Kalmijn et Lim (1997) voient l'union consensuelle comme une forme de mariage « bon marché » et sa diffusion, dans les classes inférieures, comme une conséquence de la difficulté de plus en plus grande qu'ont les jeunes hommes, et en particulier les jeunes Afro-Américains, à occuper les emplois qui leur permettrait de devenir des conjoints crédibles pour une union à long terme. D'autres auteurs ont également suggéré, dès la fin du 19^e siècle, que la pratique de l'union consensuelle, notamment chez les Afro-Américains, pouvait être vue comme une persistance de pratiques remontant à l'époque de l'esclavage, où les esclaves n'avaient pas le droit de se marier (DuBois, 1899).

Contrairement à la plupart des pays d'Amérique latine, la plus grande partie de la population argentine est d'origine européenne : la proportion de la population d'origine autochtone est très faible et les esclaves amenés d'Afrique à l'époque coloniale ont disparu sans laisser de descendance visible. Jusqu'à récemment, la proportion absolue des couples vivant en union consensuelle a été faible, et nettement plus faible que dans les autres pays d'Amérique latine. Cette proportion a augmenté régulièrement au cours des dernières décennies. On constate cette augmentation dans tout le pays et dans toute la société, bien que la proportion de départ ait varié selon les régions et selon les classes sociales. Le changement le plus frappant est que l'union consensuelle est maintenant courante dans des secteurs de la société où elle ne se voyait jamais autrefois, spécialement dans la classe moyenne (Torrado, 2003). C'est le fait que l'union consensuelle soit maintenant acceptée et pratiquée par la classe moyenne qui a stimulé l'intérêt des chercheurs pour l'étude de ce qui cause sa diffusion et des conséquences qu'elle peut avoir pour l'organisation de la vie de famille et les trajectoires biographiques des individus.

Étant donné l'existence de deux hypothèses concurrentes, on peut formuler le problème comme suit : l'augmentation de la proportion des couples qui vivent en union consensuelle en Argentine s'explique-t-elle par les facteurs qui sont utilisés pour expliquer la même tendance dans les pays occidentaux développés, s'explique-t-elle mieux par la persistance de pratiques pré-européennes et par les contraintes économiques, comme certains auteurs croient que c'est le cas dans la plupart des pays d'Amérique latine et comme Oppenheimer le propose pour les États-Unis, ou bien la tendance globale est-elle le résultat de la superposition de ces deux processus?

Nous ne disposons pas de données qui permettent de vérifier directement la première hypothèse : l'EPH ne recueille aucune information sur les valeurs ou les motifs liés à la vie familiale. Elle recueille cependant de l'information détaillée sur la condition économique du ménage et sur celle de chacun de ses membres, ce qui permet d'étudier les effets des conditions économiques sur la transformation de l'union consensuelle en mariage. Ceci permet d'estimer la

mesure dans laquelle les conditions économiques rendent compte du choix de vivre ensemble dans être mariés : si les individus qui vivent en union consensuelle se marient lorsque leur condition économique s'améliore, on peut raisonnablement conclure qu'ils préfèrent le mariage n'avaient pas choisi l'union consensuelle parce qu'ils la préféreraient. La diffusion de l'union consensuelle s'expliquerait, au moins en partie, par les mauvaises conditions économiques et ne pourrait pas, en tout cas pas complètement, être expliquée par la deuxième transition démographique. Si les effets des conditions économiques sur la transformation de l'union consensuelle en mariage sont plus grands dans la classe moyenne que dans la classe inférieure, il serait raisonnable de conclure que la classe moyenne conserve toujours une partie de sa réticence traditionnelle et que son usage de l'union consensuelle est réversible et constitue une adaptation temporaire à un contexte économique anormal plutôt qu'une transformation réelle de ses normes. Si les effets des conditions économiques sont faibles dans toutes les classes sociales, et notamment dans la classe moyenne, il serait raisonnable de conclure que la diffusion de l'union consensuelle s'explique mieux par la notion de deuxième transition démographique.

Si le mariage est toujours le cadre normal de la vie de famille, la grossesse devrait amener les futurs parents qui vivent en union consensuelle à se marier avant la naissance de l'enfant afin de lui assurer une naissance légitime. Nous mettons cette hypothèse à l'épreuve en utilisant la stratégie développée par Blossfeld, Klijzing, Pohl et Rohwer (1999), dans laquelle le risque de convertir l'union consensuelle en mariage varie en fonction du temps écoulé depuis le début de la grossesse et du temps écoulé depuis la naissance.

L'unité d'analyse est le ménage et la variable dépendante est définie comme une caractéristique du ménage. L'analyse est limitée aux couples qui vivent ensemble sans être mariés (c.-à-d. dont au moins un des conjoint déclare être célibataire, vivre en union consensuelle, être séparé, divorcé ou veuf plutôt que marié) au moment où ils entrent dans l'échantillon et où la femme est âgée de moins de 50 ans. Les couples sortent du groupe à risque en changeant d'état lorsqu'ils se marient; ils sortent du groupe à risque sans changer d'état lorsqu'ils quittent l'échantillon sans s'être mariés ou lorsqu'ils ne correspondent plus à nos critères de définition, généralement parce qu'ils ont rompu.

Faute de mieux, nous mesurons la classe sociale par le niveau d'instruction de chacun des conjoints. Nous mesurons la situation économique du ménage par l'activité de chacun des conjoints et par le revenu familial total. Nous mesurons le contexte économique de manière indirecte par l'année civile et de manière plus directe par le taux de chômage régional.

La dynamique de la formation des unions est liée à leur rang : choisir l'union consensuelle plutôt que le mariage procède d'une logique différente selon qu'il s'agit ou non de la première union, en particulier dans un pays de tradition catholique, dans la mesure où les catholiques ne peuvent pas se remarier religieusement. L'EPH ne recueille pas le rang des unions; nous contrôlons cette variable de manière indirecte, au moyen de l'âge de la femme.

6 Modèle

Comme tous les modèles linéaires, les modèles de risque représentent leur variable dépendante, dans ce cas-ci le risque, par la combinaison des effets d'un certain nombre de variables indépendantes et d'un processus aléatoire. Dans le cas des modèles de risque, on choisit généralement le processus aléatoire de manière à ce qu'il représente la variation du risque au fil du temps. Les différents modèles de risque —c.-à-d. le modèle semi-paramétrique de Cox, les nombreux modèles dits paramétriques (exponentiel, de Weibull, de Gompertz, log-linéaire, log-ogistique, Gamma, etc.) et leurs dérivés (modèles paramétriques par parties, modèles à splines linéaires ou à splines cubiques)— ne se distinguent en fait que par le choix de la forme de la relation entre la variable dépendante et le temps nette des effets des (autres) variables indépendantes.

Dans la plupart des cas, l'EPH ne recueille pas l'information qui permettrait d'estimer ou de contrôler directement la relation entre le risque et le temps. Selon la question étudiée, cette absence d'information est plus ou moins grave. Dans l'étude de la transformation de l'union consensuelle en mariage, le problème ne peut pas être ignoré. Il est raisonnable de présumer que le risque de cette transformation varie en fonction du temps passé dans l'état d'origine, c'est-à-dire du temps passé ensemble par les conjoints. Il est vraisemblable que le risque augmente en fonction du temps au début de la relation et qu'il diminue par la suite; les couples qui choisissent l'union consensuelle comme forme de mariage à l'essai devraient se marier après un certain temps passé ensemble, ne laissant dans le groupe à risque que ceux qui, dès le départ, ne souhaitaient pas se marier. Puisque nous ne savons pas depuis combien de temps les conjoints vivent ensemble au moment où ils entrent dans l'échantillon, nous ne pouvons pas estimer l'effet

du temps passé dans l'état d'origine sur le risque. Nous ne savons pas non plus si les conjoints que nous observons en sont ou non leur première union, et nous ne savons pas, dans la plupart des cas, s'ils sont déjà été mariés. Nous ne pouvons donc ni contrôler l'effet du temps passé dans l'état d'origine sur le risque, ni celui du rang de l'union. Cela dit, nous savons que ces deux variables sont liées à l'âge des conjoints : plus on est âgé, plus il est probable que l'on ait vécu longtemps avec son conjoint actuel, et plus il est probable que l'on n'en soit pas à sa première union. Nous utilisons donc l'âge d'un des conjoints, celui de la femme, comme approximation des informations qui nous manquent, et nous estimons les effets des autres variables indépendantes nets de l'effet de l'âge, comme on estime les effets des autres variables indépendantes nets de l'effet du temps passé dans l'état d'origine dans un modèle de risque conventionnel.

Nous estimons les effets de nos variables indépendantes sur le risqué de transformer l'union consensuelle en mariage au moyen de la régression de Poisson. La régression de Poisson est habituellement comprise comme un modèle de comptage, ce qui en ferait un choix étrange pour étudier un événement non renouvelable. C'est oublier que dans le cas particulier où les variables indépendantes sont des classes d'âge, la régression de Poisson devient un estimateur de la table d'extinction. De plus, dans la mesure où le processus de comptage est conditionnel aux variables indépendantes et où le compte est fait pour chaque combinaison des valeurs observées des variables indépendantes, ce qui reste d'apparence de paradoxe disparaît.

Cela dit, nous utilisons une forme modifiée de la régression de Poisson qui nous permet d'employer au mieux toute l'information qui peut être extraite des données de l'EPH. Dans la forme que nous utilisons, la quantité de temps passée à risque est fractionnée et répartie entre les diverses combinaisons de valeurs de variables indépendantes dont certaines sont fonction du temps. Cette forme de la régression de Poisson peut être exprimée comme suit,

$$\Pr(Y_{it} = y_{it}) = \frac{e^{-\lambda_{it}} \lambda_{it}^{y_{it}}}{y_{it}!}, \quad y_{it} = 0, 1, 2, \dots$$

où $\ln \lambda_{it} = \beta' \mathbf{x}_{it} + \ln(E_t)$, i est l'unité d'analyse —c.-à-d. une union consensuelle à risque de se transformer en mariage—, t désigne le temps et sert d'indice aux lignes de données représentant les combinaisons successives de valeurs des variables indépendantes au sein d'une union, E_t représente la quantité de temps passé à risque correspondant à la $t^{\text{ème}}$ combinaison, \mathbf{x}_{it} est le vecteur des variables indépendantes, et β est le vecteur des paramètres à estimer.

Ce modèle permet l'usage de poids d'échantillonnage fonction du temps. Nous utilisons l'information disponible sur le plan de sondage pour estimer les erreurs-types par la méthode dite des séries de Taylor. Nous présentons les coefficients sous leur forme exponentielle, ce qui permet de les interpréter comme des rapports de risque.

7 Résultats

Le risque de transformer l'union consensuelle en mariage diminue lorsque le taux de chômage augmente, mais augmente au fil des ans. Dans la mesure où l'on imagine qu'un contexte économique difficile réduit le risque de se marier, le premier résultat est conforme aux attentes. Ce n'est pas le cas du second : si l'union consensuelle devient un cadre accepté pour la vie de couple et la vie de famille, le risque de transformer l'union consensuelle en mariage devrait plutôt diminuer au fil des ans (tableau 1, équations 1 à 3).

Au cours de la période que nous étudions, le taux de chômage a varié en raison du cube du temps. L'effet linéaire de l'année civile sur la transformation de l'union consensuelle en mariage pourrait ainsi être un artefact causé par cette relation non linéaire entre l'année civile et le taux de chômage. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons estimé l'effet du résidu de la régression du taux de chômage sur l'année civile, son carré et son cube, sur le risque de transformer l'union consensuelle en mariage. Les résultats montrent que le taux de chômage, net de sa relation non linéaire avec l'année civile, a toujours pour effet de réduire le risque de la transformation, alors que l'année civile perd son effet. Le résultat final est qu'entre 1995 et 2003, le risque de transformer l'union consensuelle en mariage diminuait d'environ 10% par augmentation d'un point d'augmentation du taux de chômage, mais qu'il n'a pas varié de manière nette au fil des ans (tableau 1, équation 4).

L'effet de l'âge de la femme est curvilinéaire. Le risque de transformation est relativement faible lorsque la femme est jeune, il s'élève jusqu'à l'âge de 39 ans, puis diminue. Ce résultat correspond à un mécanisme où l'union consensuelle est davantage utilisée comme un mariage à l'essai jusqu'à l'âge de 39 ans, alors qu'elle sert de plus en plus de substitut au mariage

à partir de cet âge, soit parce qu'un des partenaires a déjà été marié, soit parce que les conjoints préfèrent alors l'union consensuelle au mariage (tableau 2, équation 11).

Nous nous intéressons à l'effet de la situation économique du ménage et nous la mesurons par l'activité économique de chacun des conjoints. Étant donné le contexte économique argentin au cours de la période que nous étudions, des catégories grossières (salarié, indépendant, chômeur et inactif) suffisent à capter les différences pertinentes.

Le chômage de la conjointe réduit le risqué de transformer l'union consensuelle en mariage. Cet effet persiste en contrôlant le taux de chômage, ce qui signifie que l'effet négatif du chômage de la conjointe est indépendant du contexte économique. Le chômage du conjoint réduit lui aussi le risque de transformation, mais cet effet disparaît lorsque l'on contrôle le taux de chômage. On peut interpréter ces résultats de deux manières; la plus vraisemblable est que l'effet du chômage masculin est fallacieux, et que la transformation de l'union consensuelle en mariage varie en fonction du contexte économique, qui influence également mais par ailleurs le fait que le conjoint chôme ou non (tableau 1, équations 5 à 10).

Nous mesurons la classe sociale par l'éducation de chacun des conjoints. Les résultats montrent que le risque de transformation augmente en raison du niveau d'éducation de la conjointe alors que le niveau d'éducation du conjoint ne semble pas avoir d'effet. Cela dit, l'effet du niveau d'éducation de la conjointe disparaît lorsque l'on contrôle le contexte économique mesuré par le taux de chômage (tableau 2, équations 12 à 17).

Cette série de résultats ne se prête pas à une interprétation simple et il a paru raisonnable de supposer que la dynamique de la transformation de l'union consensuelle en mariage dépendant plutôt de la combinaison des niveaux d'éducation des deux conjoints plutôt que du niveau de chacun. En d'autres mots, nous avons donc supposé que la dynamique de la transformation dépendant en partie de la classe sociale et en partie de l'homogamie ou de l'hétérogamie du couple.

La manière la plus directe de vérifier cette hypothèse aurait été d'estimer des relations conditionnelles. Malheureusement, notre sous-échantillon contient trop de femmes de niveau d'éducation élevé pour que la chose soit possible. Faute de mieux, nous avons estimé l'effet du niveau d'éducation des conjoints sur le risque de transformation au sein des trois premiers niveaux d'éducation des conjointes. Des neuf coefficients estimés, un seul est statistiquement significatif, celui qui correspond aux femmes qui n'ont pas complété le secondaire dont le conjoint a fréquenté l'enseignement postsecondaire. Ce coefficient est si faible qu'on en conclut qu'un couple de ce genre ne se marie jamais.

Nous avons prévu utiliser le revenu familial, en déciles, comme mesure de la situation économique du couple. Nos résultats montrent que le revenu familial se comporte plus comme une mesure de la classe sociale que comme une simple mesure de la situation économique. Le risque de transformer l'union consensuelle en mariage est le plus faible au sein des deux déciles les plus bas, il est plus élevé dans les déciles 3 à 7, aussi faible dans les déciles 8 et 9 que dans les deux premiers, et le plus élevé au sein du 10^{ème} décile. La relation serait curvilinéaire si ce n'était du niveau élevé que l'on remarque dans le décile le plus élevé. On voit mal comment une pareille relation entre le revenu et le risque de transformation pourrait être interprétée par la situation économique des couples. On voit clairement que les couples de la classe moyenne inférieure et de la « vraie » classe moyenne ont un risque plus grand de se marier que les couples des classes inférieures, mais les couples de la classe moyenne supérieure sont aussi peu enclins à le faire que ceux de la classe inférieure. Il est tentant de voir dans cette configuration la superposition de deux processus que dont nous soupçonnions la présence : chez les moins nantis, l'union consensuelle ne mènerait pas au mariage par manque de ressources ou par persistance de pratiques anciennes; dans la classe moyenne inférieure et la « vraie » classe moyenne, l'union consensuelle serait toujours moins acceptée comme cadre des unions stables; dans la classe moyenne supérieure, on se marierait moins parce que l'union consensuelle serait plus acceptée comme cadre des unions stables; dans la classe la plus aisée, l'union consensuelle mènerait normalement au mariage parce que l'intérêt économique d'un des conjoints ou des deux serait mieux assuré dans ce cadre que dans celui de l'union consensuelle (Table 3, équations 18 et 19).

Comme nous l'expliquons dans la section 5, si le mariage est le cadre normal de la vie de famille, la grossesse devraient convaincre de se marier les conjoints de fait sur le point de devenir parents afin d'assurer la légitimité de leur enfant. Pour vérifier cette hypothèse, nous estimons l'effet du temps écoulé depuis le début de la grossesse et du temps écoulé depuis la naissance sur le risque de transformer l'union consensuelle en mariage. Les résultats sont tout à fait à l'inverse de ce qu'on s'attendrait à trouver dans un environnement normatif où les enfants doivent naître

de parents mariés : la grossesse réduit le risque de la transformation, et son effet est particulièrement marqué entre le 3^{ème} et le 6^{ème} mois de la grossesse, exactement au moment où l'on s'attendrait à ce que la transformation soit la plus intense si la légitimité de la naissance était importante. Cet effet persiste même lorsqu'on contrôle l'âge de la conjointe et la présence d'enfants dans le ménage. Il semble bien qu'en Argentine, on ne juge pas opportun de se marier au cours d'une grossesse, soit pour des raisons pratiques, soit pour des raisons de convenance. Par ailleurs, il semble également que la décision de se marier, lorsqu'on vit déjà ensemble, se prenne indépendamment de la formation de la famille et que, somme toute, avoir un enfant sans être marié soit une chose acceptable (Table 3, équation 20).

Il ressort de tout ceci qu'en Argentine, au cours de la période que nous étudions, deux processus différents semblent conduire les couples à vivre en union consensuelle plutôt qu'à se marier. Le premier est nettement relié aux facteurs économiques, individuels ou contextuels, et fait en sorte que l'on s'en tient à l'union consensuelle lorsque les facteurs économiques ne sont pas favorables et que l'on se marie lorsqu'ils sont meilleurs. Le second processus, de nature différente, permet d'utiliser l'union consensuelle comme moyen d'apprentissage ou outil de recherche, aussi bien que solution de rechange au mariage, notamment après l'échec d'une union antérieure. Dans l'ensemble, on semble encore préférer le mariage à l'union consensuelle, mais le processus qui conduit les individus à se marier ne suit plus les normes de la morale traditionnelle. Si la deuxième transition démographique est à l'œuvre en Argentine, elle ne se manifeste pas tant par la substitution de l'union consensuelle au mariage, mais plutôt dans la transformation des raisons qui amènent les gens à se marier lorsqu'ils le font.

8 Limites et discussion

Notre approche a deux types de limites : celles qui viennent des caractéristiques de l'enquête que nous utilisons et celles qui sont inhérentes à l'approche elle-même.

Comme nous l'avons expliqué plus haut, l'EPH ne recueille pas la date de la formation de l'union consensuelle et nous ne savons donc pas depuis combien de temps les conjoints vivent ensemble au moment où ils sont interviewés pour la première fois. Il est donc impossible d'estimer l'effet du temps vécu ensemble sur le risque de transformer l'union consensuelle en mariage. Dans la mesure où le modèle statistique que nous utilisons n'estime pas cet effet, nos résultats peuvent être affectés de deux manières. Si le risque ne varie pas en fonction du temps vécu ensemble par les conjoints —ce dont on peut douter—, l'estimation des effets des variables indépendantes ne devrait pas être affectée de manière importante. Si le risque varie en fonction du temps vécu ensemble par les conjoints —ce qui est vraisemblable—, les effets des variables indépendantes que nous estimons pourraient être biaisés. Il n'existe pas de moyen simple ou évident d'estimer ce biais, s'il existe, ni de moyen simple de le corriger étant donné que l'information nécessaire pour le faire n'existe pas. On peut simplement espérer que contrôler l'effet de l'âge, qui est corrélé avec le temps vécu ensemble par les conjoints, est un correctif suffisant.

Les limites inhérentes à notre approche sont de nature bien différente. L'analyse des biographies est habituellement faite avec des données recueillies au cours d'enquêtes rétrospectives. Dans ces enquêtes, on recueille des biographies auprès d'un échantillon transversal de la population tiré au moment de l'enquête. Habituellement, les biographies ainsi recueillies sont de longueur différentes, la longueur variant en raison directe de l'âge de l'interviewé au moment de l'enquête.

Lorsqu'on les utilise pour étudier des processus sociaux, ces biographies ont deux limites. Premièrement, elles sont recueillies auprès d'une population de survivants : les morts et les émigrants qui faisaient partie du passé de la société et donc des groupes à risque correspondant aux événements survenus lorsqu'ils faisaient partie de cette société ne font pas partie de l'échantillon et ne contribuent donc pas aux numérateurs des risques alors qu'ils le devraient. Deuxièmement, même s'il était possible de compenser ou de corriger la perte d'information due à la mort et à l'émigration, la nature transversale du plan de sondage produit un échantillon où les risques associés aux événements survenus dans le passé récent sont étudiés à partir de groupes à risque qui mélangent des individus appartenant à un grand nombre de cohortes différentes alors que les événements survenus dans le passé lointain sont étudiés à partir de groupes à risque qui combinent des individus de cohortes moins nombreuses et de moins en moins différentes.

Le résultat de l'usage de ce type de plan de sondage n'est pas identique à une cohorte fictive, mais il n'en est pas très éloigné conceptuellement. Il n'existe pas de solution parfaite à ce problème sinon contrôler systématiquement, ou stratifier systématiquement, par la cohorte ou l'année de naissance. Procéder ainsi est relativement simple, mais parfois peu pratique et pas

toujours pratiqué. Cela dit, même en contrôlant ou en stratifiant, on ne change rien au fait que les enquêtes biographiques rétrospectives recueillent des données qui permettent d'étudier surtout les processus tels qu'ils existaient dans le passé lointain plutôt que tels qu'ils existent dans le passé récent. L'analyse de biographies recueillies auprès d'individus appartenant tous à la même cohorte permet d'éviter les problèmes que génère le mélange des cohortes, mais ne permet pas non plus d'étudier les processus qui régissent les événements du passé récent.

L'approche que nous proposons, malgré qu'elle utilise des données qui ne sont pas conçues pour utiliser l'analyse des biographies, permet l'étude des processus qui régissent les événements du passé récent, c'est-à-dire tels qu'ils existaient au moment de la collecte des données. Dans la mesure où on utilise l'approche que nous proposons pour étudier les processus contemporains, les perturbations causées par la mortalité et l'émigration sont négligeables. Les événements démographiques sont toujours étudiés à partir de groupes à risque qui appartiennent à des cohortes différentes, mais ceci n'est pas un problème ou une limite puisque ces personnes sont effectivement à risque au moment où elles sont observées. La seule limite véritable est que lorsqu'on estime l'évolution du risque en fonction de l'âge, on se trouve à construire une situation en tout point analogue à celle de la cohorte fictive. Il s'agit là d'une vraie limite, mais, à notre avis, bien modeste si l'on songe qu'elle permet d'étudier les processus qui régissent les événements récents avec les outils de l'analyse des biographies.

Références

- Antoine, Philippe, Xavier Bry et Pap Demba Diouf (1987) « La fiche AGEVEN : un outil pour la collecte des données rétrospectives », *Techniques d'enquête*, 13(2), p.173-181.
- Axinn, William G., Jennifer S. Barber, et Dirgha J. Ghimire (1997) "The neighborhood history calendar: A data collection method designed for dynamic multilevel modelling", *Sociological Methodology*, 27, p. 355-392.
- Blossfeld, Hans-Peter, Alfred Hamerle et Karl Ulrich Mayer (1989) *Event history analysis*, Mahwah NJ, Lawrence Erlbaum Associates.
- Blossfeld, Hans-Peter et Götz Rohwer (2002) *Techniques of event history analysis, second edition*, Mahwah NJ, Lawrence Erlbaum Associates.
- Blossfeld, H..P. E. Klijzing, K. Pohl et G. Rohwer (1999) "Why do cohabiting couples marry? An example of a causal event history approach to interdependent systems", *Quality and Quantity*, 33, 229-242.
- Castro Martín, T. (2003) "Consensual unions in Latin America: Persistence of a Dual Nuptiality System", *Journal of Comparative Family Studies*, 35-55.
- Cox, David R. et D. Oakes (1984) *Analysis of survival data*. Boca Raton FL, Chapman and Hall/CRC.
- Courgeau Daniel et Eva Lelièvre (1989) *Analyse démographique des biographies*, Paris, Institut national d'études démographiques.
- DuBois, W.E.B. (1899 [1995]) *The Philadelphia Negro. A Social Study*. Philadelphia PA: University of Pennsylvania Press.
- Freedman, Deborah, Arland Thornton, Donald Camburn, Duane Alwin et Linda Young-Marco (1988) "The life history calendar: A technique for collecting retrospective data", *Sociological Methodology*, 18, p. 37-68.
- Ghirardi, M. (2004) *Matrimonios y familias en Córdoba 1700-1850. Prácticas y representaciones*. Córdoba: Centro de Estudios Avanzados, Universidad Nacional de Córdoba.
- Hoem, Jan M. (1985) « Weighting, misclassification, and other issues in the analysis of survey samples of life histories », dans James J.Heckman et Burton Singer (directeurs), *Longitudinal analysis of labor market data* (p. 249-293), Cambridge MA, Cambridge University Press.
- INDEC (2003) *La nueva Encuesta Permanente de Hogares de Argentina*. Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- Kaplan, E. L. et Paul Meier (1958) "Nonparametric estimation from incomplete observations", *Journal of the American Statistical Association*, 53, p. 457-481.

- Korn Edward L., Barry I. Graubard et Douglas Midthune, 1997, "Time-to-event analysis of longitudinal follow-up of a survey: choice of the time-scale", *American Journal of Epidemiology*, 145, p. 72-80.
- Lelièvre, Éva et Arnaud Bringé (1998) *Manuel pratique pour l'analyse des biographies*, Paris, Institut national d'études démographiques.
- Minujin, A. (comp.) (1993) *Desigualdad y exclusión. Desafíos para la política social en la Argentina de fin de siglo*. Buenos Aires: Unicef-Losada.
- Minujin, A. (comp.) (1997) *Cuesta abajo. Los nuevos pobres: efectos de la crisis en la sociedad argentina*. Buenos Aires: Unicef-Losada.
- Oppenheimer, V. K. (1994) "Women's rising employment and the future of family in industrial societies", *Population and Development Review*, 20: 293-342.
- Oppenheimer, V. K., M. Kalmijn and N. Lim (1997) "Men's career development and marriage timing during a period of rising inequality", *Demography*, 34, 311-330.
- Quilodrán, J. (1999) "L'union libre en Amérique Latine: aspects récents d'un phénomène séculaire", *Cahiers Québécois de Démographie*, 28 1-2, 53-80.
- Rodríguez Vignoli, J. (2004) "Cohabitación en América Latina: ¿Modernidad, exclusión o diversidad?", *Papeles de Población*, 40, 97-145.
- Santillán, M. M., B. Laplante and M. C. Street (2006) "El efecto de los eventos demográficos y de las características socioeconómicas sobre el riesgo de empobrecerse en Argentina. Un análisis longitudinal de los datos de la Encuesta Permanente de Hogares (1995-2003)" *II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población*. Guadalajara (México), 3-5 de septiembre de 2006.
- Street, M. C., M. M. Santillán and B. Laplante (2005) "Trajectories of cohabitation in Argentina between 1995-2003 Multiple actors or multiple destinations?" *Conférence spéciale de la Fédération canadienne de démographie, Études longitudinales et défis démographiques du XXI siècle*, Montréal (Canada), 18-19 novembre 2005.
- Torrado, S. (2003) *Historia de la familia en la Argentina Moderna (1870-2000)*, Buenos Aires: Ediciones de la Flor.
- Torrado, S. (2004) *La herencia del ajuste. Cambios en la sociedad y en la familia*, Buenos Aires: Capital Intelectual.
- Tuma, Nancy B. et Michael T. Hanan (1984) *Social Dynamics. Models and Methods*, Orlando FL, Academic Press.
- van de Kaa, D. (1987). "Europe's second demographic transition", *Population Bulletin*, 42, 1.
- Yamaguchi, Kazuo (1991) *Event history analysis*. Newbury Park CA, Sage Publications.

Figure 1: Sortie du groupe à risque des ménages de l'EPH

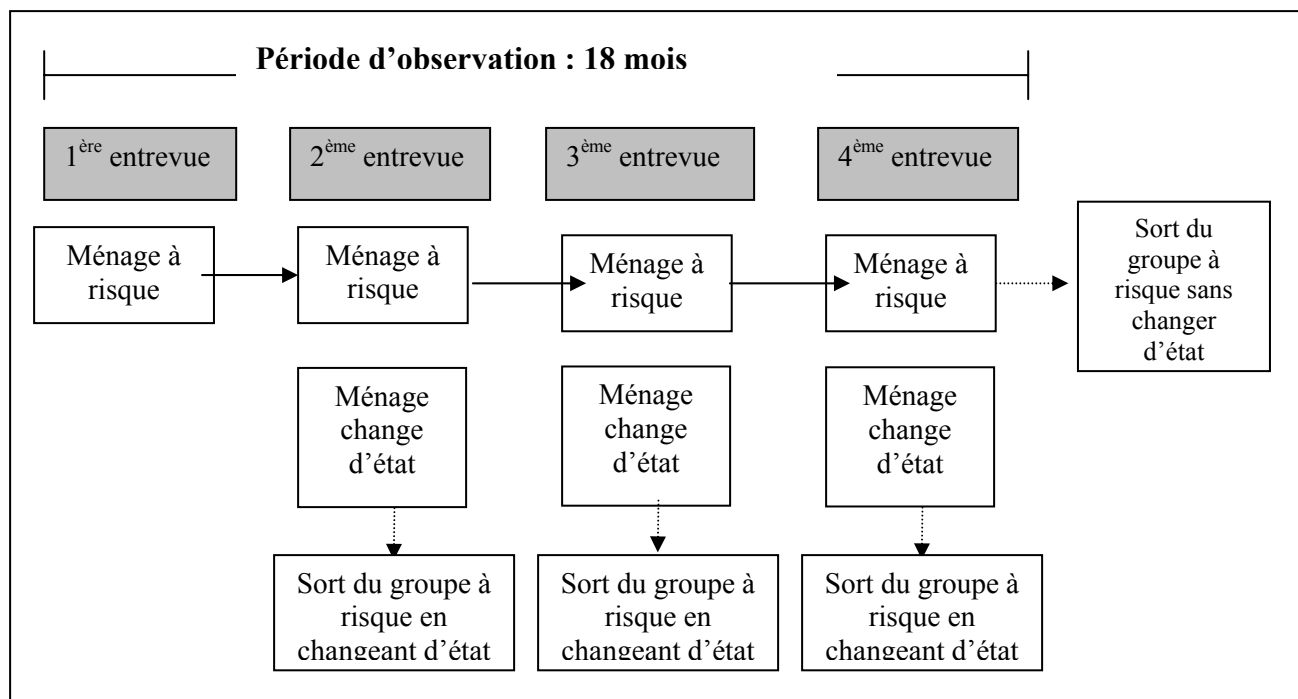


Tableau 1 Régression de Poisson

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Année	1.08**		1.13***	1.06						
Taux de chômage		0.92***	0.91***					0.92***	0.92***	0.92***
Résidu du taux de chômage				0.91***						
Activité de la conjointe [<i>Salariée</i>]										
<i>Inactive</i>					0.97		0.96	1.00		0.99
<i>Chômeuse</i>					0.43**		0.44**	0.48**		0.48**
<i>Indépendante</i>					1.09		1.13	1.12		1.15
<i>Propriétaire actif</i>					0.83		0.65	0.62		0.51
Activité du conjoint[<i>Salarié</i>]										
<i>Inactif</i>						1.00	0.99		0.96	0.95
<i>Chômeur</i>						0.56*	0.57*		0.63	0.63
<i>Indépendant</i>						0.88	0.87		0.87	0.86
<i>Propriétaire actif r</i>						1.33	1.43		1.23	1.34

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

Table 2 Régression de Poisson

Variables	11	12	13	14	15	16	17
Taux de chômage	1.09***				0.92***	0.92***	0.92***
Âge de la conjointe	1.00***						
(Âge de la conjointe) ²	0.99***						
Éducation de la conjointe [<i>Moins que le secondaire</i>]							
<i>Secondaire</i>		1.40*		1.42*	1.41		1.44*
<i>Postsecondaire ou tertiaire partiel</i>		1.72*		1.44	1.64*		1.44
<i>Postsecondaire ou tertiaire complété</i>		2.34**		1.72	2.16**		1.72
Éducation du conjoint [<i>Moins que le secondaire</i>]							
<i>Secondaire</i>			0.93	0.85		0.92	0.84
<i>Postsecondaire ou tertiaire partiel</i>			1.50*	1.29		1.40	1.20
<i>Postsecondaire ou tertiaire complété</i>			1.84	1.46		1.59	1.27

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

Table 3 Régression de Poisson

Variabiles	18	19	20
Taux de chômage		0.92***	
Déciles du revenu familial total [<i>Premier</i>]			
2 ^{ème} decile	1.77	1.67	
3 ^{ème} decile	2.09**	1.95**	
4 ^{ème} decile	1.89**	1.84*	
5 ^{ème} decile	1.78*	1.70*	
6 ^{ème} decile	2.56***	2.39***	
7 ^{ème} decile	2.38**	2.15**	
8 ^{ème} decile	1.81	1.58	
9 ^{ème} decile	1.60	1.42	
10 ^{ème} decile	4.14***	3.55***	
Revenu inconnu	2.15	2.23*	
Grossesse et naissance [<i>Hors grossesse</i>]			
0 à 3 mois de la grossesse			0.50
3 à 6 mois de la grossesse			0.24*
6 à 9 mois de la grossesse			0.34
0 à 3 mois après la naissance			1.29
3 à 6 mois après la naissance			1.75

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$