



## NOTES DE RECHERCHES

J. VAN BAVEL, J. KOK

- Contrôle social et transmission intergénérationnelle de l'âge au mariage en Hollande rurale de 1850 à 1940

C. RÓDENAS CALATAYUD,  
M. MARTÍ SEMPÈRE

- L'estimation des « fausses migrations » en Espagne





Jan VAN BAVEL\* ET Jan KOK\*\*

---

## Contrôle social et transmission intergénérationnelle de l'âge au mariage en Hollande rurale de 1850 à 1940

L'âge au mariage des femmes a joué un rôle clé dans le développement d'un régime de fécondité limitée en Europe occidentale depuis le début des temps modernes (Hajnal, 1965 ; Seccombe, 1992). Parallèlement aux fluctuations du nombre de mariages, l'âge au mariage a constitué une « soupape de sécurité » et fortement influencé les taux de natalité, puisque la maternité y était étroitement liée. Pour la plupart des femmes, un âge tardif au mariage signifiait un âge tardif à la première naissance, et généralement une descendance finale réduite. Cet effet malthusien classique du mariage tardif est devenu moins visible depuis la fin du XIX<sup>e</sup> siècle en Europe de l'Ouest, et en premier lieu en France, qui a fait figure de précurseur (Chesnai, 1986). Les individus ont alors commencé à se marier plus jeunes (Hajnal, 1965 ; Watkins, 1986) et une fois mariés, ont fortement limité leur fécondité.

L'histoire de l'évolution de l'âge au mariage est donc essentielle pour comprendre celle de la fécondité. Jusqu'à présent, peu de travaux ont été consacrés au rôle de la transmission intergénérationnelle de l'âge au premier mariage dans la transformation du régime de nuptialité. Cet article analyse la transmission intergénérationnelle de l'âge au mariage de mère en fille dans la Hollande rurale, avant et pendant les premières phases de transition de la fécondité. Dans quelle mesure l'âge au mariage des filles était-il un « héritage » de leurs mères ? Les filles avaient-elles tendance à se marier tard lorsque le mariage de leurs mères avait eu lieu à un âge tardif ? Et les filles de mères mariées jeunes se mariaient-elles relativement<sup>(1)</sup> tôt à leur tour ? Dans quelle mesure les filles d'une même mère adoptaient-elles un âge similaire au mariage ? Ce phénomène

---

(1) « Relativement » signifie que le mariage doit toujours être qualifié de « précoce » ou « tardif » en référence à une même génération, celle des parents pour les mères, celle des enfants pour les filles.

\* Interface Demography, Vrije universiteit Brussel, Belgique.

\*\* The Virtual Knowledge Studio for the Humanities and Social Sciences, International Institute of Social History, Amsterdam, Pays-Bas.

Correspondance : Interface Demography, Vrije Universiteit Brussel, Pleinlaan 2, BE-1050 Brussel, Belgium, Office: 2B106A, tél : +32-2-6292037, Courriel : Jan.VanBavel@vub.ac.be

peut-il être expliqué, au moins partiellement, par des caractéristiques familiales comme l'activité professionnelle du père ou la religion des parents ? Enfin, constate-t-on des différences entre groupes sociaux en matière de transmission intergénérationnelle de l'âge au mariage ?

## I. Recherches antérieures et nouvelles hypothèses

Comment déterminait-on autrefois le « bon » âge pour se marier ? Dans quelle mesure les normes et les processus de décision en matière de mariage étaient-ils « transmis » des parents aux enfants (plus ou moins consciemment), et jusqu'à quel point étaient-ils influencés par la pression sociale ? Est-ce une tendance historique, représentée par une plus grande liberté de choix et un recul de l'influence des normes parentales et sociales ? Selon la théorie sociologique classique de l'individualisme, les parents seraient moins enclins à régenter la vie de leurs enfants dans les sociétés les plus individualistes ou ils n'y parviendraient plus autant, puisqu'ils sont censés encourager leurs enfants à faire leurs propres choix de vie plutôt que les obliger à suivre leur exemple (Beck et Beck-Gernsheim, 1996 ; Shanahan, 2000).

Dans une société plus « ouverte », on pourrait s'attendre à des comportements démographiques moins semblables d'une génération à l'autre, selon l'hypothèse formulée et testée par Van Poppel, Monden et Mandemakers (2008). Mais c'est la tendance inverse qui est observée : les effets de transmission intergénérationnelle de l'âge au mariage se sont renforcés au lieu de s'estomper au fil du XIX<sup>e</sup> siècle. Selon ces auteurs, la transmission intergénérationnelle à travers la socialisation primaire serait devenue plus importante avec l'affaiblissement des mécanismes de contrôle social. Leurs résultats rejoignent d'autres travaux récents sur l'héritabilité des comportements démographiques, et incitent à penser que la transmission intergénérationnelle s'est progressivement renforcée depuis le XIX<sup>e</sup> siècle (Kohler *et al.*, 1999 ; Murphy et Wang, 2001 ; Kohler et Rodgers, 2003 ; Steenhof et Liefbroer, 2008). Comment est-ce possible ?

Théoriquement, dans les sociétés et les groupes sociaux soumis à d'importants mécanismes de contrôle social, les individus adoptent des comportements conformes à leur position sociale. Les similarités intergénérationnelles peuvent alors s'expliquer en grande partie par la transmission du statut social. Les différences entre générations autres que la position sociale n'ont qu'une faible importance. Quand les règles sociales sont moins contraignantes, il y a plus d'espace pour la prise de décision individuelle (notamment à propos du calendrier de mariage), même si les préférences personnelles restent dans une large mesure façonnées par la famille d'origine. D'une part, à travers le processus de socialisation primaire, les parents transmettent (consciemment ou non) à leurs enfants des croyances et des attitudes relatives au bien et au mal (Rocher, 1970 ; Barber, 2000 ; Laslett, 1980). D'autre part, il a été démontré que plusieurs traits de caractère (par exemple, le goût pour les comportements à risque)

pourraient être d'origine génétique (Udry, 1995 ; Hobcraft, 2006 ; Freese, 2008). Si on laisse une plus large place aux préférences personnelles concernant les décisions relatives au calendrier du mariage et si ces préférences personnelles sont modelées par la famille d'origine, la transmission intergénérationnelle peut alors prendre une importance croissante dans les comportements démographiques (Udry, 1995 ; Kohler et Rodgers, 2003), indépendamment du rôle de l'héritage génétique dans ce processus.

La position sociale a tendance à se transmettre d'une génération à la suivante. La similitude de comportements démographiques entre parents et enfants peut donc être une conséquence indirecte du fait que ces deux générations partagent les mêmes caractéristiques du statut social. Lorsque les parents ont une formation de niveau supérieur, ils ont aussi tendance à vouloir donner une éducation supérieure à leurs enfants. L'âge au mariage étant, quelle que soit la génération, positivement corrélé au niveau d'instruction et au nombre d'années passées à l'école, au lycée ou à l'université, les âges au mariage des deux générations ont tendance à être corrélés entre eux (Steenhof et Liefbroer, 2008).

La question est alors la suivante : comment peut-on distinguer les effets qu'exercent sur l'âge au mariage, d'une part le partage d'une même position sociale, et d'autre part des caractéristiques familiales indépendantes de la position sociale ? Nous essaierons d'y parvenir en examinant attentivement des groupes sociaux que l'on suppose régis par des mécanismes différents de contrôle social. Nous analyserons ensuite la relation entre l'âge au mariage des mères et celui de leurs filles dans différentes catégories sociales. Si nous constatons des niveaux différents de transmission intergénérationnelle dans des groupes sociaux différents, il nous sera possible d'identifier les contextes socio-économiques et culturels dans lesquels les mécanismes de contrôle social s'estompent et où les différences entre familles deviennent les principaux déterminants de la transmission intergénérationnelle des comportements démographiques.

Nous examinerons plus particulièrement le rôle de deux aspects fondamentaux de la famille d'origine : la catégorie sociale des parents et leur religion. Dans la région que nous étudions, les différences de classe sociale étaient atténuées par la prospérité générale, l'abondance des emplois et un système de protection sociale assez complet. Nous pensons néanmoins que les comportements (notamment de mariage) devaient encore être influencés par le niveau de vie anticipé du couple, ainsi que par l'importance et la nature des biens (hérités) qui formeraient la base de leurs moyens d'existence. Nous allons distinguer trois catégories sociales à partir de la profession du père : les agriculteurs, la classe moyenne et supérieure (commerçants, employés) et les ouvriers.

Nous avons répertorié trois grandes catégories de religion. Les « protestants libéraux » rassemblent plusieurs confessions (tels que les remontrants et les mennonites) ainsi que certains sous-groupes de l'Église réformée de Hollande, église d'État ; ces derniers, au XIX<sup>e</sup> siècle, avaient adopté un point de vue

« moderniste » sur les Écritures et avaient cessé de surveiller étroitement les comportements de leurs adeptes. En réaction sont apparues plusieurs églises néo-calvinistes nommées ici « protestants orthodoxes », qui revenaient à une lecture fondamentaliste de la Bible et restauraient des mécanismes de contrôle social strict. À la même époque, les anciennes interdictions qui frappaient le clergé catholique furent levées, l'Église catholique romaine se réinstalla solidement et dans une parfaite conformité aux directives du Vatican, en opposition aux tendances « modernistes ». Divers travaux de démographie historique aux Pays-Bas ont montré que les protestants libéraux laissaient davantage d'espace à la liberté de choix des individus que les protestants orthodoxes et les catholiques (Kok, 1990 ; Van Bavel et Kok, 2005 ; Kok et Van Bavel, 2006).

Si, selon la thèse répandue dans la littérature récente, un contrôle social fort se traduit par une transmission intergénérationnelle relativement faible, on devrait constater une transmission intergénérationnelle moins importante chez les catholiques et les protestants orthodoxes que chez les protestants libéraux. Pour la même raison, on devrait observer davantage de transmission intergénérationnelle dans la classe ouvrière que dans la classe moyenne et supérieure ou parmi les agriculteurs, puisque nous supposons que les normes sociales sont plus strictes dans ces deux dernières catégories socioéconomiques (Damsma et Kok, 2005).

## II. Le mariage en Hollande-du-Nord rurale

Notre analyse empirique s'appuie sur une base de données détaillée relative à deux générations vivant dans la région centrale de la province de Hollande-du-Nord (nord-ouest des Pays-Bas) complétée par Kok et Bras (2008). La première génération a été sélectionnée à partir des actes de mariage de la commune d'Akersloot. En termes socioéconomiques et culturels, cette commune est tout à fait représentative de la région au XIX<sup>e</sup> siècle. L'économie d'Akersloot était alors totalement agraire, l'élevage et la production laitière constituaient des activités lucratives, et la région profitait de sa localisation géographique, de la proximité des villes en développement et des ports d'où étaient exportés les produits laitiers. À partir des années 1880, de nombreux habitants travaillèrent à la culture des tulipes, car une petite superficie suffisait à subvenir aux besoins de la famille (Damsma et Kok, 2005).

Akersloot présente la particularité d'avoir mis en œuvre dès 1830 un système de gestion administrative de la population. Dans les registres de population d'Akersloot ont été consignés les mariages, les naissances, les migrations et les décès de tous les habitants, ainsi que leur profession et leur religion. Sur la période 1830-1879, nous avons identifié 298 mariages remplissant deux conditions : le mari résidait à Akersloot, et c'était le premier mariage pour chacun des conjoints. Dix-sept couples ont quitté la paroisse peu après leur mariage et n'ont pas été retrouvés dans les villages environnants. Les 281 couples restants ont été suivis jusqu'au décès du dernier conjoint survivant, quel que soit leur lieu de résidence. Le suivi des émigrants constitue ici un avantage

décisif, car les reconstitutions locales de familles sont habituellement limitées à celles restées dans leur village (Henry, 1967 ; King, 1996 ; Wrigley *et al.*, 1997). Ce problème a été atténué par de récents travaux de reconstitution de familles à grande échelle, notamment la base de données de démographie historique du Québec (Desjardins, 1995) et l'Échantillon historique néerlandais (Mandemakers, 2000).

Les individus se déplaçaient souvent à la recherche d'un champ ou d'un emploi à l'intérieur de la province (mais pas au-delà). Dès la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle, la province de Hollande-du-Nord était déjà urbanisée et industrialisée. Les ruraux qui partaient vers la ville chercher un emploi restaient néanmoins à proximité. Près du quart des couples de la deuxième génération se sont mariés et installés dans une commune urbaine, presque toujours un centre régional relativement modeste. Les grandes villes de Hollande-du-Nord, comme Amsterdam ou Haarlem, ne semblaient pas attirer les gens originaires d'Akersloot.

Dans la première génération, celle des mères, on a recensé 256 mariages qui ont donné naissance à 1 480 enfants. Notre recherche porte sur les 501 filles ayant survécu au-delà de l'enfance. Cette deuxième génération a connu une forte nuptialité, avec un taux de célibat définitif de seulement 6 %. Le mariage y était assez précoce : les femmes célibataires épousant un homme célibataire se mariaient en moyenne à 24,65 ans ; elles avaient environ cinq ans de plus lorsqu'elles épousaient un veuf. Dans cette population, les probabilités de se marier semblent proches pour les frères et sœurs. Le rang de la fille dans la fratrie n'est que faiblement associé au comportement matrimonial (tableau 1). Seules paraissent faire exception les benjamines, chez qui on observe une proportion plus forte de célibataires.

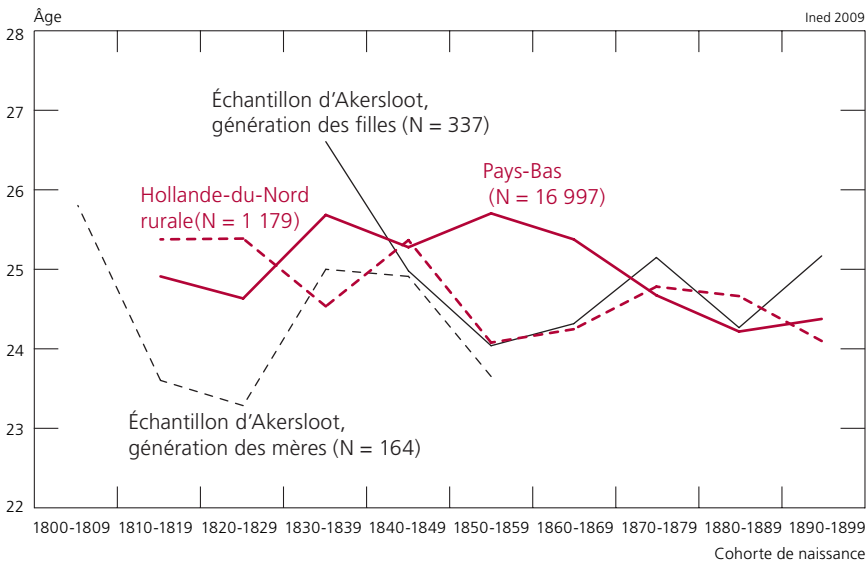
**Tableau 1. Âge au premier mariage et proportion de célibat définitif pour la génération des filles selon le rang de naissance, échantillon d'Akersloot, 1830-1879**

Rang de naissance	Âge moyen au premier mariage				Célibataires à 45 ans		Femmes décédées ou disparues de l'échantillon avant 45 ans		Ensemble
	Femmes épousant un célibataire		Femmes épousant un veuf		Taux (%)	Effectif	Taux (%)	Effectif	
	Âge	Effectif	Âge	Effectif					
Aînée	24,67	68	29,94	10	4,0	4	3,8	19	101
Rang intermédiaire	24,80	203	29,25	15	5,6	16	17,9	51	285
Benjamine	24,23	68	30,03	6	9,9	10	16,8	17	101
Fille unique	22,38	8	28,20	1	–	0	35,7	5	14
<b>Ensemble</b>	<b>24,65</b>	<b>347</b>	<b>29,58</b>	<b>32</b>	<b>6,0</b>	<b>30</b>	<b>18,4</b>	<b>92*</b>	<b>501</b>

\* On a perdu la trace de 28 femmes célibataires avant qu'elles atteignent l'âge de 45 ans.  
 Source : Échantillon historique néerlandais, édition GBW2.

Certaines données nous manquent (grossesse au moment du mariage par exemple) pour 10 des 347 filles ayant épousé un célibataire. Notre analyse portera donc sur 337 filles. Leur âge moyen au mariage reflète la traditionnelle précocité du mariage en Hollande-du-Nord rurale, comme on le voit sur la figure 1. Sont également représentés l'âge moyen au premier mariage (entre deux célibataires) des femmes de Hollande-du-Nord rurale et l'âge moyen au premier mariage des Néerlandaises selon leur décennie de naissance, à partir des données de l'Échantillon historique néerlandais. Les mères se sont mariées relativement jeunes, par comparaison avec les moyennes provinciale et nationale. Mais nous n'avons retenu pour ce calcul que les femmes fécondes, ce qui entraîne un biais vers les âges jeunes. En revanche, l'âge au mariage des filles de ces femmes correspond tout à fait à la moyenne provinciale. Comme le montre la figure 1, la deuxième génération ne présente pas encore de baisse marquée de l'âge au mariage, bien qu'on observe une diminution de cet âge entre les générations de femmes nées en 1830 et nées en 1860. Mais cette tendance ne s'est pas poursuivie, et s'est même légèrement inversée.

**Figure 1. Âge au premier mariage des mères et de leurs filles à Akersloot, en Hollande-du-Nord rurale et aux Pays-Bas, par décennie de naissance entre 1800 et 1899**



On n'observe aucune différence notable concernant l'âge au premier mariage des femmes selon l'origine sociale ou le lieu de résidence (tableau 2). Cela peut s'expliquer par les caractéristiques économiques de la région. La production agricole était commercialisée et les agriculteurs disposaient de liquidités, les parents pouvaient de ce fait louer une terre ou un commerce à leurs enfants et

ainsi leur permettre de fonder un foyer. Dans le cas des agriculteurs, chacun des deux conjoints devait apporter une contribution au mariage, terre ou argent, pour que leur exploitation soit viable. En Hollande-du-Nord, l'héritage ainsi que les avances éventuelles étaient partagés entre les frères et sœurs, et les parents étaient fiers de marier tôt tous leurs enfants. Depuis le XVII<sup>e</sup> siècle au moins, le jeune ménage devait obligatoirement quitter le foyer des parents (Van der Woude, 1973). Quand les parents cédaient leur propre exploitation à l'un de leurs enfants, ils s'installaient dans un cottage à proximité (Damsma, 1993). C'est chez les enfants d'agriculteurs aisés qu'on observe les taux de nuptialité les plus élevés et les âges au mariage les plus bas (Damsma et Kok, 2005). Ce constat rejoint effectivement celui de Segalen (1991) dans une région agricole à vocation commerciale proche de Paris.

**Tableau 2. Âge au mariage et effectif des filles selon la catégorie professionnelle et la religion des parents, l'éventuel état de grossesse au moment du mariage et le lieu de résidence, échantillon d'Akersloot, 1850-1940<sup>(a)</sup>**

Variable	Âge au mariage	Écart type	Effectif	%
<b>Catégorie professionnelle des parents</b>				
Agriculteur	24,31	3,83	159	47,2
Classe moyenne et supérieure	24,03	2,81	48	14,2
Ouvrier	25,43	4,23	130	38,6
<b>Religion</b>				
Protestant libéral	24,11	3,69	202	59,9
Protestant orthodoxe	25,11	1,93	13	3,9
Catholique	25,63	4,22	122	36,2
Grossesse au moment du mariage	23,88	3,71	70	20,8
Résidence en milieu urbain	24,83	5,10	80	23,7
<b>Ensemble</b>	<b>24,70</b>	<b>3,90</b>	<b>337</b>	<b>100,0</b>
<sup>(a)</sup> Les mariages de la génération des filles ont eu lieu entre 1850 et 1940. Source : Échantillon historique néerlandais, édition GBW.02.				

Il est intéressant de noter que les différences d'âge au mariage sont plus marquées selon l'appartenance religieuse : les femmes catholiques se mariaient un an et demi plus tard que les femmes de l'Église réformée hollandaise (protestantes libérales). Ceci confirme les résultats de recherches antérieures (Engelen et Kok, 2003 ; Van Bavel et Kok, 2005).

Cette différence a été attribuée au rejet catégorique et inflexible du contrôle des naissances dans le mariage par le clergé catholique. Tant que cette interdiction restait en vigueur, le seul moyen de régulation démographique laissé aux catholiques était la limitation traditionnelle de la fécondité par le célibat définitif et le mariage tardif. Les protestants libéraux avaient accepté l'alternative néomalthusienne beaucoup plus tôt (Engelen et Kok, 2003). La différence d'âge au mariage en fonction de la religion est également imputable, au moins en partie,

à la rareté relative des conceptions prénuptiales chez les catholiques. Seules 7 % des catholiques étaient enceintes au moment de leur mariage, contre 28 % des non catholiques. Dans la seconde moitié du XIX<sup>e</sup> siècle, les communautés catholiques et protestantes orthodoxes proscrivaient publiquement les relations sexuelles avant le mariage. La sanction pouvait aller d'une cérémonie de mariage réduite au minimum à la confession publique de la faute (Kok, 1990). Cette forme de contrôle social était apparemment très efficace chez les catholiques. On observe des taux de conception prénuptiale tout aussi faibles parmi les filles d'agriculteurs qui épousaient un agriculteur. Elles étaient enceintes dans 15 % des cas ( $N = 72$ ), alors que celles qui épousaient un non agriculteur l'étaient dans 37 % des cas ( $N = 87$ ). Il semble alors que, lorsqu'il était question de réunir des propriétés, les enfants étaient soumis à une étroite surveillance de la part de leurs parents, de leurs frères et sœurs et de leurs pairs.

On peut considérer l'écart type de l'âge au premier mariage comme un indicateur du degré d'adhésion aux normes sociales relatives à l'âge auquel il était convenable de se marier. L'écart type le plus important est observé pour les femmes qui ont migré vers un centre urbain, et le plus faible pour les filles de familles protestantes orthodoxes. Chez les catholiques cependant, le contrôle social ne s'est pas traduit par une faible dispersion autour de la moyenne, ce qui reflète des normes sociales fortes. Cet écart type relativement important représente peut-être ici la tendance du clergé catholique à mettre en avant le « libre choix » des individus face à la décision de se marier ou non, même contre la volonté des parents (Van Poppel, 1992).

### III. La transmission intergénérationnelle de l'âge au mariage

Dans quelle mesure la variabilité de l'âge au mariage des filles peut-elle être expliquée par les différences entre leurs mères ou leurs familles d'origine ? C'est le problème de la variabilité interfamiliale de l'âge au mariage. Et dans quelle mesure la variabilité de l'âge au premier mariage est-elle due à des différences individuelles ? Il s'agirait alors de variabilité intrafamiliale. Pour dissocier ces deux sources de variation, nous recourons à la modélisation multiniveaux avec partie aléatoire (Courgeau et Baccaïni, 1998 ; Snijders et Bosker, 1999). Nous avons ajusté un modèle multiniveaux sans covariable de l'âge au mariage avec deux composantes aléatoires appelées  $\alpha_j$  et  $\varepsilon_{ij}$  :

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

où  $Y_{ij}$  est l'âge au premier mariage de la fille  $i$ , enfant de la mère (ou famille)  $j$  ;  $\gamma_{00}$  est l'âge moyen au premier mariage de toutes les filles, toutes familles confondues ;  $\alpha_j$  est l'écart entre cette moyenne générale et l'âge moyen au mariage des filles de la famille  $j$  ; et  $\varepsilon_{ij}$  est l'écart entre l'âge au mariage de la fille  $i$  et l'âge moyen au mariage des filles de la famille  $j$ . Nous avons utilisé la procédure du maximum de vraisemblance pour estimer les variances de  $\alpha_j$  et

$\varepsilon_{ij}$ , en supposant que les distributions de ces deux variables sont normales. La valeur estimée de la variance de  $\alpha_j$  est 4,51 ; celle de  $\varepsilon_{ij}$  est 10,87 ; ce qui donne un coefficient de corrélation intra-classe (CIC) de  $\frac{4,51}{4,51 + 10,87} = 0,29$  (voir Snijders et Bosker, 1999).

Cela veut dire que les facteurs de variation propres à la famille expliquent environ 29 % de la variabilité de l'âge au premier mariage. Ce coefficient est du même ordre de grandeur que celui du modèle présenté dans l'étude de Van Poppel *et al.* (2008), soit 32 % (tableau 3).

Une explication possible de la corrélation intrafamiliale de l'âge au mariage est le fait que les filles d'une même mère peuvent hériter d'une certaine propension au mariage précoce ou tardif. Pour résoudre cette question, le modèle 1 (tableau 3) inclut l'âge au mariage de la mère ( $M_j$ ) comme variable du niveau familial :

$$\begin{aligned} Y_{ij} &= \gamma_{00} + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \\ \alpha_j &= \gamma_{01} M_j + \nu_j \\ \Rightarrow Y_{ij} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} M_j + \nu_j + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

L'âge au mariage des mères a été centré (sur sa moyenne) afin de faciliter l'introduction ultérieure des effets d'interaction ainsi que l'interprétation des constantes.

Les coefficients ajustés du modèle 1 indiquent que l'âge au mariage des filles est nettement influencé par celui des mères<sup>(2)</sup>. Une augmentation d'un an de l'âge au premier mariage des mères est associée à une hausse d'environ deux mois et demi de celui des filles ( $0,21 \times 12$  mois = 2,5 mois). Après introduction de cette variable familiale, le coefficient de corrélation intrafamiliale résiduelle vaut 0,26 ; soit une diminution de 3 points de pourcentage (par rapport à sa valeur antérieure de 0,29). Ainsi, 26 % de la variance non expliquée totale de l'âge au mariage reste inexpliquée au niveau familial.

Le modèle 2 (tableau 3) inclut deux variables familiales supplémentaires : la catégorie professionnelle du père et la religion des parents. Dans le tableau 2, on a pu voir que lorsque la mariée vient d'une famille catholique ou protestante orthodoxe, l'âge moyen au mariage est plus élevé que si elle est issue d'un milieu protestant libéral, groupe de référence. L'écart type de la différence entre protestants orthodoxes et protestants libéraux est trop grand pour conduire à des résultats statistiquement significatifs ; cela provient probablement du fait que l'échantillon compte seulement 13 jeunes mariées appartenant à 10 familles orthodoxes différentes. Si on se réfère à la catégorie professionnelle du père, les filles issues de la classe moyenne et supérieure se marient plus jeunes (19 mois) que celles provenant de la classe ouvrière en Hollande-du-Nord

(2) Compte tenu de l'absence d'évolution temporelle importante, nous ignorerons l'année de naissance dans les analyses qui vont suivre afin de simplifier l'ajustement du modèle.

**Tableau 3. Facteurs influençant l'âge au premier mariage des filles, échantillon d'Akersloot, 1850-1940<sup>(a)</sup>.  
Résultats de trois modèles multiniveaux (méthode du maximum de vraisemblance)**

Variable	Modèle 0			Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
	b	Écart type	p	b	Écart type	p	b	Écart type	p	b	Écart type	p
Constante	24,76	0,25	0,000	24,73	0,25	0,000	24,58	0,44	0,000	25,11	0,47	0,000
<b>Caractéristiques de la famille</b>												
Âge au mariage de la mère (centré <sup>(b)</sup> )				0,21	0,08	0,006	0,16	0,08	0,039	0,20	0,08	0,013
Religion							0,00			0,00		
Protestant libéral (réf.)							1,31	1,15	0,256	1,28	1,15	0,265
Protestant orthodoxe							1,72	0,51	0,001	1,71	0,51	0,001
Catholique												
Catégorie sociale												
Agriculteur							-0,66	0,55	0,230	-0,69	0,55	0,213
Classe moyenne et supérieure							-1,70	0,76	0,027	-1,58	0,77	0,040
Ouvrier (réf.)							0,00			0,00		
<b>Caractéristiques de la fille</b>												
Rang de naissance												
Aînée										-1,20	0,49	0,015
Intermédiaire (réf.)										0,00		
Benjamine										-1,30	0,51	0,011
<b>Variance non expliquée</b>												
Niveau familial	4,51			3,94			3,23			3,54		
Niveau individuel	10,87			10,93			10,82			10,21		
Coefficient de corrélation intra-classe	0,29			0,26			0,23			0,26		
Log-vraisemblance			-928,3			-924,4			-917,0			-911,8

<sup>(a)</sup> Les mariages de la génération des filles ont eu lieu entre 1850 et 1940.

<sup>(b)</sup> L'âge au mariage des mères a été centré sur sa moyenne.

Lecture : un coefficient positif (resp. négatif) et significatif indique que l'âge au premier mariage des filles est plus élevé (resp. plus faible) pour la modalité considérée que pour la catégorie de référence, toutes choses égales par ailleurs. Un coefficient positif correspond à un risque relatif plus élevé.

**Champ** : N = 337 filles, originaires de 164 familles.

**Source** : Échantillon historique néerlandais, édition GBW.02.

rurale. L'écart entre filles d'ouvriers et filles d'agriculteurs est moins grand et statistiquement non significatif. Le coefficient de corrélation intrafamiliale résiduelle est 0,23 soit 3 points de pourcentage de moins que dans le modèle précédent. Donc 23 % de la variance non expliquée de l'âge au premier mariage reste inexpliquée au niveau de la famille.

Le modèle 3 (tableau 3) inclut les indicateurs individuels du rang de naissance dans la famille. Nous ajoutons deux variables dichotomiques : l'une indique si la fille est l'aînée de sa fratrie (frères et sœurs confondus), l'autre si elle en est la benjamine. Les filles qui ont la valeur 0 pour chacune de ces deux variables ont au moins un(e) aîné(e) et un(e) cadet(te) ; logiquement, les deux variables prennent la valeur 1 pour une fille unique. Nous avons essayé de définir une troisième variable dichotomique pour les enfants uniques, mais ils sont trop peu nombreux pour permettre l'estimation d'un tel modèle ; ajuster le modèle sans tenir compte des filles uniques donne des résultats pratiquement identiques. On observe que les filles aînées comme les benjamines se marient sensiblement plus jeunes que les autres : elles ont, au moment du mariage, quatorze à quinze mois de moins que les filles de rang de naissance intermédiaire. Cet écart est supérieur à celui que nous avons constaté dans le tableau 1, où les effets des autres variables n'étaient pas contrôlés.

### *La transmission intergénérationnelle dans les différents groupes sociaux*

Dans les modèles précédents, l'effet de l'âge au mariage des mères sur celui des filles mesure l'effet direct de transmission intergénérationnelle, basé sur l'hypothèse que cet effet a toujours, en moyenne, la même ampleur. Mais comme nous l'avions indiqué dans la partie théorique, le degré de similarité entre les comportements des mères et des filles peut varier selon la fille et la catégorie sociale.

Dans le modèle du tableau 4, nous permettons à l'effet de transmission intergénérationnelle de varier selon les caractéristiques de la famille et celles de la fille, c'est-à-dire la religion des parents, la catégorie professionnelle du père et le rang de naissance de la fille. Nous introduisons également la taille de la famille dans l'équation de ce modèle. Nous faisons l'hypothèse que si une fille a de nombreux frères plus ou moins âgés qu'elle, ses parents la garderont plus longtemps chez eux afin qu'elle les aide dans les tâches ménagères, alors qu'avoir plusieurs sœurs peut avoir l'effet opposé. Nous incluons également une variable indiquant si la fille est enceinte au moment du mariage, puisque les données du tableau 2 ont montré qu'une grossesse pré-nuptiale avait pour effet d'avancer la date du mariage. Enfin, nous introduisons dans le modèle une variable dichotomique indiquant si la fille réside en milieu urbain au moment de son mariage.

**Tableau 4. Facteurs influençant l'âge au premier mariage des filles, échantillon d'Akersloot, 1850-1940<sup>(a)</sup>. Résultats d'un modèle multiniveaux avec effets d'interaction (méthode du maximum de vraisemblance)**

Variable	Modèle 4		
	<i>b</i>	Écart type	<i>p</i>
Constante	24,49	0,72	0,000
<b>Caractéristiques de la famille</b>			
Âge au mariage de la mère (centré <sup>(b)</sup> )	0,58	0,16	0,000
Religion			
Protestant libéral (réf.)	0,00		
Protestant orthodoxe	1,64	1,15	0,154
Catholique	1,56	0,50	0,002
Catégorie sociale			
Agriculteur	- 0,85	0,54	0,114
Classe moyenne et supérieure	- 1,44	0,74	0,053
Ouvrier (réf.)	0,00		
<b>Caractéristiques de la fille</b>			
Rang de naissance			
Aînée	- 1,06	0,62	0,086
Intermédiaire (réf.)	0,00		
Benjamine	- 1,25	0,63	0,050
Taille de la famille			
Sœurs plus âgées	- 0,15	0,20	0,440
Sœurs plus jeunes	0,10	0,18	0,577
Frères plus âgés	0,39	0,19	0,049
Frères plus jeunes	0,09	0,19	0,627
Grossesse pré-nuptiale			
Pas de grossesse (réf.)	0,00		
Grossesse	- 0,28	0,52	0,589
Lieu de résidence			
Rural (réf.)	0,00		
Urbain	- 0,49	0,68	0,470
<b>Termes d'interaction</b>			
Âge au mariage de la mère (centré)			
× Protestant orthodoxe	- 0,04	0,28	0,896
× Catholique	- 0,35	0,16	0,031
× Agriculteur	- 0,56	0,17	0,001
× Classe moyenne et supérieure	- 0,03	0,27	0,909
× Aînée (interaction inter-niveaux)	0,07	0,14	0,627
× Benjamine (interaction inter-niveaux)	- 0,02	0,16	0,918
<b>Variance non expliquée</b>			
Niveau individuel	10,44		
Niveau familial	2,12		
Coefficient de corrélation intra-classe	0,17		
Log-vraisemblance	- 900,9		

<sup>(a)</sup> Les mariages de la génération des filles ont eu lieu entre 1850 et 1940.

<sup>(b)</sup> L'âge au mariage des mères a été centré sur sa moyenne.

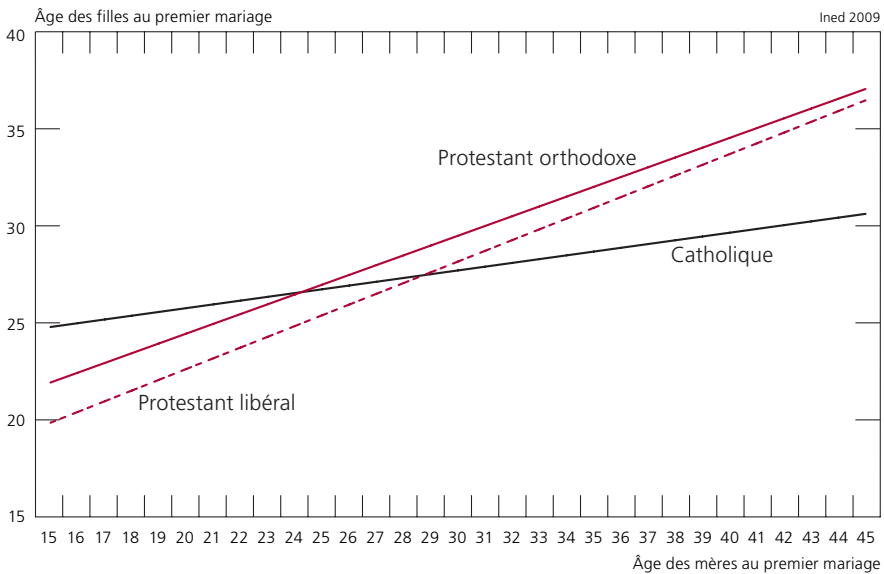
**Lecture** : un coefficient positif (resp. négatif) et significatif indique que l'âge au premier mariage des filles est plus élevé (resp. plus faible) pour la modalité considérée que pour la catégorie de référence, toutes choses égales par ailleurs. Un coefficient positif correspond à un risque relatif plus élevé.

**Champ** : N = 337 filles (niveau 1), originaires de 164 familles (niveau 2).

**Source** : Échantillon historique néerlandais, édition GBW.02.

Le tableau 4 montre que les filles ayant des frères plus âgés se marient sensiblement plus tard que les autres. Les autres variables du modèle une fois contrôlées, la grosseur de la mariée et la migration vers une ville (résidence urbaine) n'ont aucun effet significatif sur l'âge au mariage. Notre principal intérêt porte ici sur les effets d'interaction. L'effet de l'âge au mariage de la mère semble beaucoup plus important pour les protestants que pour les catholiques (figure 2). Parmi les protestants libéraux (groupe de référence), une augmentation d'un an de l'âge au mariage de la mère est associée à une augmentation de plus de six mois de celui de sa fille. Nous estimons que l'effet intergénérationnel est du même ordre de grandeur chez les protestants orthodoxes (mais il y a trop peu de protestants orthodoxes dans notre échantillon pour aboutir à une conclusion solide). Chez les catholiques cependant, l'effet intergénérationnel est nettement plus faible. Si l'âge au mariage des mères augmente d'un an, celui de leurs filles ne s'élève que de deux mois et demi environ. L'écart par rapport aux protestants libéraux est statistiquement significatif, comme en témoignent les paramètres  $p$  associés au  $t$  de Student (dernière colonne du tableau 4)<sup>(3)</sup>.

**Figure 2. Effet de l'âge au premier mariage de la mère sur celui de sa fille, selon la religion (modèle 4)**



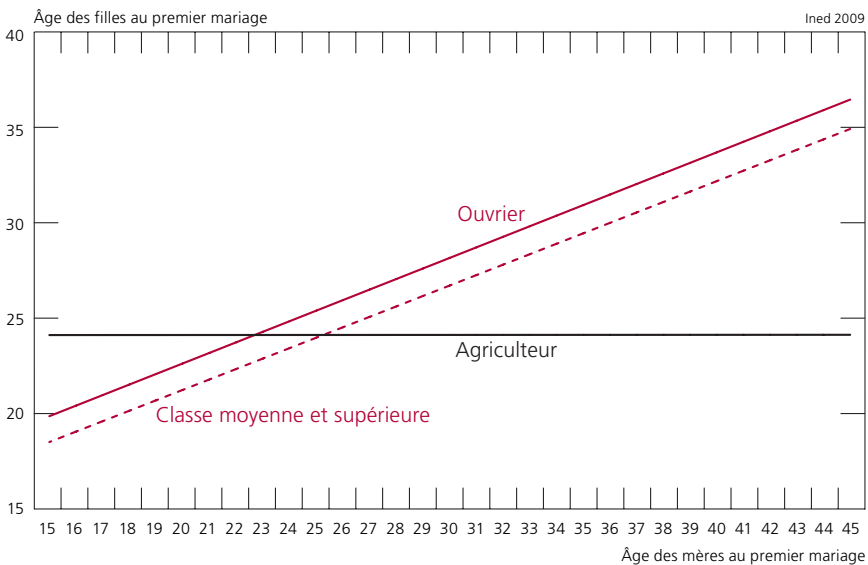
**Lecture :** les droites de régression représentent l'âge au premier mariage des filles quand celui des mères et la religion des parents varient, les autres caractéristiques étant constantes (la jeune mariée est d'origine ouvrière et n'est ni l'aînée ni la benjamine de sa famille).

**Source :** Échantillon historique néerlandais, édition GBW.02.

(3) L'effet de l'âge au mariage de la mère sur celui de la fille chez les catholiques est  $+0,58 - 0,35 = +0,23$  ; chez les protestants libéraux il est de  $+0,58$  ; et chez les protestants orthodoxes  $+0,58 - 0,04 = +0,54$ .

L'intensité de la transmission intergénérationnelle varie-t-elle aussi en fonction de la catégorie professionnelle du père de la mariée ? Les effets d'interaction estimés par le modèle du tableau 4 sont illustrés dans la figure 3. L'âge au premier mariage ne se transmet pas de mère en fille dans les familles d'agriculteurs, alors que dans la classe moyenne et supérieure et la classe ouvrière, l'effet de transmission est considérable et sans différence significative (pentes des droites) entre ces deux catégories. Enfin, on n'observe aucune différence d'effet de transmission selon le rang de naissance de la fille.

**Figure 3. Effet de l'âge au premier mariage de la mère sur celui de sa fille, selon la catégorie professionnelle du père (modèle 4)**



**Lecture :** Les droites de régression représentent l'âge au premier mariage des filles quand celui des mères et la catégorie socioprofessionnelle varient, les autres caractéristiques étant constantes (la jeune mariée est originaire d'une famille protestante libérale (catégorie majoritaire) et n'est ni l'aînée ni la benjamine de sa famille).

**Source :** Échantillon historique néerlandais, édition GBW.02.

## Conclusion

Dans cet échantillon de familles du village d'Akersloot en Hollande-du-Nord, l'âge au premier mariage était transmis, dans une certaine mesure, de mère en fille. Pour autant que cette étude nous permette de l'affirmer, la transmission ne résulte pas simplement de l'héritage du statut social ou de la religion, caractéristiques auxquelles l'âge au mariage est associé. En réalité, l'effet net de l'âge au premier mariage de la mère sur celui de sa fille ne diminue que légèrement quand on neutralise l'influence de la classe sociale et de la religion. Ce constat indique que des mécanismes de transmission intergénérationnelle

ont joué un rôle important dans le recul historique de l'âge moyen au mariage en Europe : les mères qui se sont mariées plus jeunes que la majorité des femmes de leur génération ont souvent eu des filles qui, elles aussi, se sont mariées relativement tôt par rapport à la moyenne de leur génération. Ces mécanismes mériteraient qu'on leur consacre des recherches approfondies.

L'analyse présentée ici montre que l'effet de transmission héréditaire n'est pas identique pour toutes les catégories sociales et toutes les religions. On l'observe dans la classe ouvrière et dans la classe moyenne et supérieure, mais pratiquement pas chez les agriculteurs ; il est très marqué parmi les protestants, mais faible chez les catholiques. Ces résultats rejoignent une thèse rencontrée dans la littérature récente, selon laquelle la transmission familiale des comportements associés à la fécondité est relativement faible dans les sociétés dotées de puissants mécanismes imposant les normes du groupe à l'individu. Dans ce contexte, les normes sociales peuvent « éclipser » l'effet de la socialisation primaire et de l'héritage de certains traits de personnalité des individus. L'âge au mariage est alors essentiellement déterminé par la position sociale (religion et catégorie sociale), et ne laisse pas de place à la transmission intergénérationnelle, comme c'est sans doute le cas pour les catholiques et les agriculteurs.

Quand les normes sociales sont moins strictes et laissent davantage d'espace au libre choix des individus, les effets de la socialisation primaire et les traits de personnalité héréditaires ont plus de possibilités de jouer un rôle. C'est sans doute pour cela que, parmi les protestants, les ouvriers et la classe moyenne et supérieure, on observe des effets plus importants de transmission héréditaire, une fois neutralisés les effets dus au statut social et à la religion.

Cette interprétation concorde non seulement avec les résultats de nos observations sur les différences entre religions et catégories professionnelles, mais aussi avec ceux de Van Poppel, Monden et Mandemakers (2008) concernant son évolution historique. De nouvelles recherches sur ce phénomène devraient être entreprises dans des contextes différents (ailleurs qu'aux Pays-Bas), de façon à envisager d'autres explications des résultats hollandais et de notre travail.



## RÉFÉRENCES

- BARBER J. S., 2000, « Intergenerational influences on the entry into parenthood: Mother's preferences for family and non-family behavior », *Social Forces*, 79(1), p. 319-348.
- BECK U., BECK-GERNSHEIM E., 1996, « Individualization and “precarious freedoms”: Perspectives and controversies of a subject-orientated sociology », in Heelas P., Lash S., Morris P. (eds.), *Detraditionalization*, Cambridge, Blackwell, p. 23-48.
- CHESNAIS J.-C., 1986, *La transition démographique : étapes, formes, implications économiques. Étude de séries temporelles (1720-1984) relatives à 67 pays*, Paris, Ined/Puf, cahier n° 113, 580 p.
- COURGEAU D., BACCAÏNI B., 1998, « Multilevel analysis in the social sciences », *Population: An English Selection*, 10(1), p. 39-71.
- DAMSMA D., 1993, *Het Hollandse huisgezin (1560-heden)*, Utrecht/Anvers, Kosmos, 160 p.
- DAMSMA D., KOK J., 2005, « Ingedroogde harten? Partnerkeuze en sociale reproductie van de Noord-Hollandse boerenstand in de negentiende en vroeg-twintigste eeuw », in Kok J., Van Leeuwen M. H. D. (eds.), *Genegenheid en gelegenheid. Twee eeuwen partnerkeuze en huwelijk*, Amsterdam, Aksant Academic Publishers, p. 285-307.
- DESJARDINS B., 1995, « Bias in age at marriage in family reconstitutions: Evidence from French-Canadian data », *Population Studies*, 49(1), p. 165-169.
- ENGELEN T., KOK J., 2003, « Célibat définitif et mariage tardif aux Pays-Bas, 1890-1960 », *Population*, 58(1), p. 69-102.
- FREESE J., 2008, « Genetics and the social science explanation of individual outcomes », *American Journal of Sociology*, 114(S1), p. S1-S35.
- HAJNAL J., 1965, « European marriage patterns in perspective », in Glass D. V., Eversley D. E. C. (eds.), *Population and History. Essays in Historical Demography*, Londres, Edward Arnold, p. 101-143.
- HENRY L., 1967, *Manuel de démographie historique*, Genève/Paris, Droz, 146 p.
- HOBBCRAFT J., 2006, « The ABC of demographic behaviour: How the interplays of alleles, brains, and contexts over the life course should shape research aimed at understanding population processes », *Population Studies*, 60(2), p. 153-187.
- KING S., 1996, « Historical demography, life-cycle reconstruction and family reconstitution: New perspectives », *History and Computing*, 8, p. 62-77.
- KOHLER H.-P., RODGERS J. L., CHRISTENSEN K., 1999, « Is fertility behavior in our genes? Findings from a Danish twin study », *Population and Development Review*, 25, p. 253-288.
- KOHLER H.-P., RODGERS J. L., 2003, « Education, fertility, and heritability: Explaining a paradox », in Wachter K. W., Bulatao R. A. (eds.), *Offspring. Human Fertility Behavior in Biodemographic Perspective*, Washington, D.C., National Academies Press, p. 46-90.
- KOK J., 1990, « The moral nation. Illegitimacy and bridal pregnancy in the Netherlands from 1600 to the present », *Economic and Social History in the Netherlands*, II, p. 7-35.

- KOK J., BRAS H., 2008. « Clustering and dispersal of siblings in the North-Holland countryside, 1850-1940 », *Historical Social Research*, 33(3), p. 278-300.
- KOK J., VAN BAVEL J., 2006, « Stemming the tide. Denomination and religiousness in the Dutch fertility transition, 1845-1945 », in Derosas R., Van Poppel F. (eds.), *Religion and the Decline of Fertility in the Western World*, New York, Springer, p. 83-105.
- LASLETT P., 1980, « The bastardy prone sub-society » in Laslett P., Oosterveen K., Smith R. M. (eds.), *Bastardy and its Comparative History: Studies in the History of Illegitimacy and Marital Non-conformism in Britain, France, Germany, Sweden, North America, Jamaica and Japan*, London, Eduard Arnold, p. 217-248.
- MANDEMAKERS K., 2000, « The Netherlands historical sample of the Netherlands », in Hall P. K., McCaa R., Thorvaldsen G. (eds.), *Handbook of International Historical Microdata for Population Research*, Minneapolis, Minnesota Population Centre, p. 149-177.
- MURPHY M., WANG D., 2001, « Family-level continuities in childbearing in low-fertility societies », *European Journal of Population*, 17(1), p. 75-96.
- ROCHER G., 1970, *Introduction à la sociologie générale. Tome 1. L'action sociale*, Montréal, Éditions HMH/Seuil, Points essais, 189 p.
- SECCOMBE W., 1992, *A Millennium of Family Change. Feudalism to Capitalism in Northwestern Europe*, Londres/New York, Verso, 354 p.
- SEGALEN M., 1991, « Mean age at marriage and kinship networks in a town under the influence of the metropolis: Nanterre, 1800-1850 », *Journal of Family History*, 16(1), p. 65-78.
- SHANAHAN M. J., 2000, « Pathways to adulthood in changing societies: Variability and mechanisms in life course perspective », *Annual Review of Sociology*, 26, p. 667-692.
- SNIJEDERS T. A. B., BOSKER R. J., 1999, *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, London, Thousand Oaks, Sage, 266 p.
- STEENHOF L., LIEFBROER A. C., 2008, « Intergenerational transmission of age at first birth in the Netherlands for birth cohorts born between 1935 and 1984: Evidence from municipal registers », *Population Studies*, 62(1), p. 69-84.
- UDRY J. R., 1995, « Sociology and biology: What biology do sociologists need to know? », *Social Forces*, 73(4), p. 1 267-1 278.
- VAN BAVEL J., KOK J., 2005, « The role of religion in the Dutch fertility transition: Starting, spacing, and stopping in the heart of the Netherlands, 1845-1945 », *Continuity and Change. A Journal of Social Structure, Law and Demography in Past Societies*, 20(2), p. 247-263.
- VAN POPPEL F., 1992, *Trouwen in Nederland. Een historisch-demografische studie van de 19e en vroeg 20e eeuw*, La Haye, NIDI, 496 p.
- VAN POPPEL F., MONDEN C., MANDEMAKERS K., 2008, « Marriage timing over the generations », *Human Nature*, 19(7), p. 7-22.
- VAN DER WOUDE A. M., 1973, *Het Noorderkwartier. Een regionaal-historisch onderzoek in de demografische en economische geschiedenis van westelijk Nederland van de late middeleeuwen tot het begin van de negentiende eeuw*, Wageningen, 858 p.
- WATKINS S. C., 1986, « Regional patterns of nuptiality in Western Europe, 1870-1960 », in Coale A. J., Watkins S. C. (eds.), *The Decline of Fertility in Europe*, Princeton, Princeton University Press, p. 314-336.
- WRIGLEY E. A., DAVIES R. S., OEPPEM J. E., SCHOFIELD R. S., 1997, *English Population History from Family Reconstitution 1580-1837*, Cambridge, Cambridge University Press, 657 p.

**Jan VAN BAVEL, Jan KOK • CONTRÔLE SOCIAL ET TRANSMISSION INTERGÉNÉRATIONNELLE DE L'ÂGE AU MARIAGE EN HOLLANDE RURALE DE 1850 À 1940**

Cet article étudie la transmission intergénérationnelle de l'âge au premier mariage de mère en fille en Hollande-du-Nord rurale, entre 1850 et 1940, avant et pendant les premières étapes de transition de la fécondité. À partir d'une base de données détaillée, complétée par la reconstitution des familles des filles émigrées dans les autres provinces, des modèles multiniveaux sont utilisés pour analyser l'effet des caractéristiques familiales des mères sur l'âge au premier mariage des filles. Les résultats montrent une transmission intergénérationnelle de cet âge, mais son effet varie selon la classe sociale et l'appartenance religieuse. On l'observe dans la classe ouvrière et la classe moyenne et supérieure, mais il est quasiment inexistant chez les agriculteurs ; il est très marqué parmi les protestants, mais faible chez les catholiques. La transmission familiale des comportements de fécondité semble plus importante dans les environnements caractérisés par une moindre pression sociale et des décisions plus individualisées.

**Jan VAN BAVEL, Jan KOK • SOCIAL CONTROL AND THE INTERGENERATIONAL TRANSMISSION OF AGE AT MARRIAGE, RURAL HOLLAND 1850-1940**

This paper focuses on the intergenerational transmission of age at first marriage from mothers to daughters in rural Holland before and during the early stages of the fertility transition. We use a detailed dataset with two generations of marriages stemming from the province of North-Holland in the Netherlands. Multilevel models are used to analyse the effect of first generation family characteristics on second generation daughters' ages at first marriage. A crucial advantage compared to conventional family reconstitution studies is that we traced daughters wherever they migrated in the Netherlands. The results clearly indicate that age at first marriage was to some extent inherited from mothers to daughters. Yet, the inheritance effect is not common to all social classes and religious denominations. It is present among the working and middle classes but virtually absent among farmers. It is strong among Protestants but weak among Catholics. These findings support suggestions in the recent literature that family inheritance of reproductive behaviour is stronger in societal circumstances with less group pressure and more individual decision-making.

**Jan VAN BAVEL, Jan KOK • CONTROL SOCIAL Y TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE LA EDAD AL MATRIMONIO EN LA HOLANDA RURAL DE 1850 A 1940.**

Este artículo estudia la transmisión de la edad al primer matrimonio, de madre a hija, en la Holanda rural entre 1850 y 1940, antes y durante las primeras etapas de la transición de la fecundidad. Se utiliza una información detallada sobre dos generaciones de matrimonios provenientes de la provincia de Holanda-Septentrional. Modelos multinivel son utilizados para analizar el efecto de las características de la primera generación sobre la edad de las hijas al primer matrimonio. Una ventaja decisiva respecto a los estudios tradicionales de reconstitución de familias es que aquí seguimos la generación de las hijas en todos los movimientos migratorios que hayan podido afectarla a través del país. Los resultados indican que, en cierta medida, la edad al primer matrimonio se transmite de madres a hijas. Pero esta transmisión no existe en todas las clases sociales ni en todas las confesiones religiosas. Se observa en la clase obrera y en la clase media, pero es prácticamente inexistente entre los agricultores. Es fuerte entre los protestantes y rara entre los católicos. Estos resultados apoyan la idea, presente en la literatura reciente, que la transmisión familiar de los comportamientos reproductivos es mayor cuando las presiones de grupo son más flojas y las decisiones más individualizadas.

---

Article traduit par Éric Vilquin.