

LE PRIX JEUNE AUTEUR·E 2019

Kim Qinzi XU*

Évolutions et déterminants de la primo-nuptialité en République populaire de Chine : une perspective historique

Le mot du président du jury

Depuis 2015, le Prix jeune auteur·e de la revue Population récompense un·e jeune chercheur·e pour son travail. Pour cette édition 2019, quatorze manuscrits ont été reçus, abordant des sujets aussi variés que la santé et la mortalité des enfants, la formation des couples interraciaux, les migrations internationales, les formes de parenté, les implications du vieillissement démographique ou encore les effets des changements climatiques. Résolument internationaux, les travaux soumis portaient sur l'Afrique, l'Amérique du Nord, l'Amérique latine, l'Asie et l'Europe.

Après une première revue anonymisée des textes, quatre manuscrits ont été présélectionnés et envoyés chacun à deux relecteurs externes. Les membres du jury ont pris connaissance des textes et des rapports (le tout anonymisé). Les délibérations finales ont eu lieu le 5 février 2019 et ont permis de sélectionner la lauréate de cette année. Les auteur·e-s de certains des manuscrits présélectionnés ont été invité·e-s à soumettre une version révisée de leur manuscrit au comité de rédaction de la revue.

C'est avec grand plaisir que le Prix jeune auteur·e 2019 est remis à Kim Xu pour son article intitulé « Évolutions et déterminants de la primo-nuptialité en République populaire de Chine : une perspective historique ». Adoptant une approche comparative entre générations, la lauréate explore l'entrée dans le mariage en Chine des femmes et des hommes né·e-s entre 1920 et 1983. L'originalité de l'analyse

réside dans le recours à des modèles longitudinaux du type cure qui permettent de distinguer les effets associés au fait de vivre l'événement étudié (ici le premier mariage) et ceux associés à la temporalité de cet événement. Ainsi, l'auteur-e peut par exemple montrer que si celles et ceux les plus éduqué-e-s se marient plus tardivement, elles/ils ont également une probabilité plus élevée de se marier.

J'espère que vous apprécierez la lecture de cet article lauréat du Prix jeune auteur-e 2019 et qu'il incitera d'autres jeunes chercheur-e-s à candidater pour le prix 2020 (pour plus d'informations, voir <http://www.revue-population.fr/prix-jeune-auteur/>).

JOSEPH LARMARANGE

Composition du Jury

Le jury de la quatrième édition du Prix jeune auteur-e de la revue Population était présidé par Joseph Larmarange (Ceped/IRD, France) et était composé de Jacques Marquet (UCLouvain, Belgique), Alexandre Avdeev (Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, France), Viviana Egidi (Université de Rome La Sapienza, Italie) et Anne Solaz (Ined, France) en tant que membres votants, Aline Désesquelles (Ined, France), et Olivia Samuel (Université de Versailles Saint-Quentin, France) en tant que membres non votants.

Kim Qinzi Xu*

Évolutions et déterminants de la primo-nuptialité en République populaire de Chine : une perspective historique

Des évolutions importantes du mariage ont été observées au cours des dernières décennies aux États-Unis, dans une grande partie de l'Europe et dans certains pays d'Asie, notamment en matière de report du mariage et de diminution de sa prévalence (Raley, 2000 ; Kalmijn, 2007 ; Frejka *et al.*, 2010). Dans ce contexte, la trajectoire d'évolution du mariage en Chine semble diverger des tendances internationales qui consistent à se marier moins et plus tard (Jones *et al.*, 2011). L'âge au premier mariage en Chine a augmenté au cours des années 1970, puis des années 1990, sans que le report du mariage ne coïncide avec un déclin notable de sa prévalence (Cai et Wang, 2014). Malgré plus de trois décennies de développement socioéconomique rapide, le mariage en Chine contemporaine est encore considéré comme précoce et quasi universel (Ji et Yeung, 2014).

Des études plus récentes ont cependant remis en question cette particularité et montrent au contraire un déclin progressif du mariage traditionnel en Chine (Yu et Xie, 2015 ; Piotrowski *et al.*, 2016). Ces analyses se concentrent sur le retard au mariage engendré par les évolutions sociostructurelles, notamment l'élévation du niveau d'instruction et la participation accrue au marché du travail salarié depuis l'introduction des réformes économiques en 1978. Elles ont expliqué le recul du mariage universel en Chine par les préférences de genre en termes de choix du conjoint, et noté la progression du célibat définitif chez les hommes peu éduqués des zones rurales et les femmes très instruites. De plus, la politique de l'enfant unique introduite en 1979 a pénalisé les hommes sur le marché matrimonial en créant une surpopulation masculine.

La comparaison des études pose un certain nombre de questions clés de la littérature sur la formation du mariage en Chine. Comment le calendrier et la prévalence du mariage ont-ils évolué ? Les reculs de l'âge au mariage par le passé étaient-ils associés à un déclin de la prévalence du mariage ? Et, plus important

* Université nationale australienne, Canberra, Australie.

Correspondance : Kim Xu, Room 2038, Coombs Building #9, The Australian National University, Canberra, Australie, courriel : kim.xu@anu.edu.au

encore, la hausse de l'âge au mariage au cours des dernières décennies doit-elle laisser présager une progression du non-mariage parmi les générations plus jeunes ? Quels sont les facteurs qui influent sur le calendrier et la probabilité du mariage en Chine ? Enfin, comment ces facteurs ont-ils évolué dans le temps ?

Cette analyse cherche à répondre à ces questions en étudiant l'évolution des modèles et des déterminants du premier mariage au cours de l'histoire de la République populaire de Chine (RPC). Cette étude contribue principalement de deux façons à la littérature existante. Premièrement, en adoptant une perspective de long terme, elle étend les recherches qui se sont le plus souvent concentrées sur la période dite des réformes (de 1978 à nos jours). Deuxièmement, elle dépasse les études des déterminants du mariage en Chine utilisant le plus souvent des modèles biographiques conventionnels (Yu et Xie, 2015 ; Piotrowski *et al.*, 2016) qui ont tendance à confondre l'analyse du moment du mariage et celle de sa probabilité (Cox *et al.*, 2007), alors même que les facteurs associés à un mariage tardif peuvent ne pas affecter la probabilité du mariage (Goldstein et Kenney, 2001). Cela est particulièrement vrai en Chine, où le mariage est extrêmement valorisé. Pour distinguer si un facteur exerce des effets directs sur le moment et la probabilité du mariage, cet article utilise des modèles de survie de type *cure* (ou « à population séparée ») pour modéliser les déterminants du calendrier d'une part et de l'intensité du mariage d'autre part.

I. Contexte

La Chine a une longue histoire de mariage précoce et de mariage féminin universel. Traditionnellement, la plupart des femmes se mariaient avant 20 ans et quasiment toutes étaient mariées avant 30 ans. Les hommes se mariaient plus tard et le célibat masculin définitif était plus répandu (Lee et Wang, 1999).

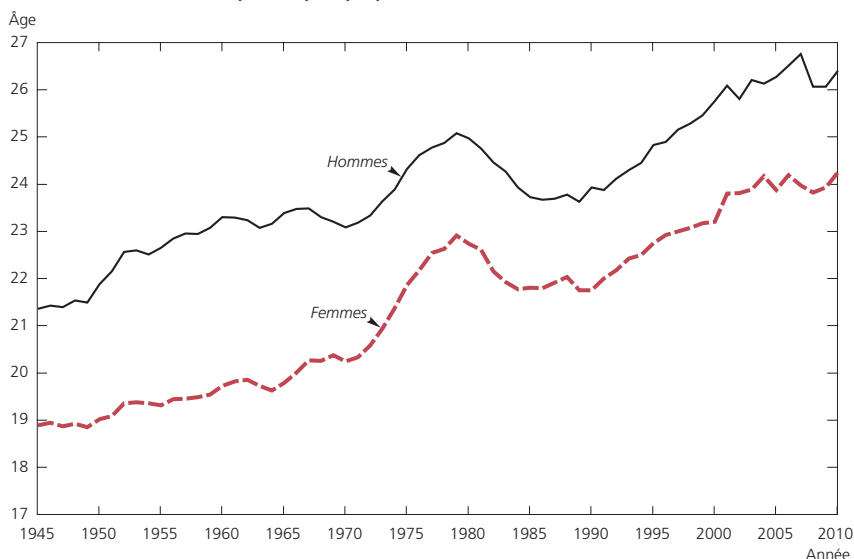
1. Évolution des âges au premier mariage

Tout au long de l'histoire de la RPC, le calendrier matrimonial a évolué pour les hommes et pour les femmes. Comme le montre la figure 1, les âges moyens au mariage ont progressivement augmenté entre 1950 et 1970 avant de décoller dans les années 1970. La hausse de l'âge au mariage durant cette période est attribuée à l'interdiction du mariage des mineurs et des mariages arrangés par les parents (Cai et Wang, 2014). Concrètement, l'établissement d'âges minimums – d'abord par la loi sur le mariage de 1950 et durant la campagne nationale de contrôle des naissances des années 1970⁽¹⁾ – a eu un impact direct et significatif sur le moment du mariage.

La loi de 1950 fixait l'âge minimum du mariage à 18 ans pour les filles et 20 ans pour les garçons. Selon Tien (1983), ces exigences étaient rigoureusement

(1) La campagne connue sous le nom de « *wan, xi, shao* » (tard, espacé et moins) encourageait un mariage tardif, un intervalle plus long entre les naissances et moins d'enfants.

Figure 1. Âge moyen au premier mariage par sexe en République populaire de Chine, 1945-2010



Source: Calculs de l'auteure basés sur l'étude démographique sur la fécondité et la contraception réalisée en 1988 sur un échantillon (2 %) de la population; les données complètes du recensement de 2000; et les vagues regroupées de l'Enquête sociale générale sur la Chine (ESGC) de 2006, 2008, 2010, 2011, 2012, et 2013.

appliquées dans la Chine urbaine grâce au système d'enregistrement obligatoire des mariages⁽²⁾. L'application des âges minimums au mariage a sans doute été moins efficace dans les zones rurales (Van der Valk, 1957). Au cours de la campagne nationale incitant au mariage tardif menée dans les années 1970, les âges minimums ont été revus à la hausse à 23 ans pour les femmes et 25 ans pour les hommes dans les zones rurales, et jusqu'à 25 et 28 ans pour celles et ceux vivant dans les zones urbaines. Des mesures administratives contraignantes correspondant partiellement avec la Révolution culturelle (1966-1976) ont été instituées pour renforcer l'application des âges minimums au mariage au niveau national⁽³⁾. Cela s'est traduit par une hausse fulgurante de l'âge moyen au mariage durant les années 1970. Le retardement du mariage impulsé par les politiques des années 1970 a été suivi par une période de baisse de cet âge du fait de l'assouplissement des restrictions de la loi sur le mariage en 1980 (Zhang et Gu, 2007).

Comme le montre la figure 1, les âges moyens au mariage se sont stabilisés au cours des années 1980 avant d'augmenter à nouveau au début des années

(2) La loi sur le mariage de 1950 stipule que le mariage devient légal dès lors qu'il est enregistré. Pour les employés des entreprises d'État, les unions contractées au-dessous de l'âge minimum légal sont susceptibles de voir leur enregistrement rejeté et de ne pas pouvoir obtenir des coupons de logement et d'alimentation.

(3) Le pourcentage de mariages se conformant à ces exigences (taux de mariage tardif) a été largement utilisé pour évaluer la performance des unités locales de planification des naissances et inciter les gouvernements locaux à faire appliquer ces nouvelles normes d'âge minimum au mariage (Tien, 1983).

1990. Le report du mariage durant la période des réformes a été expliqué par les changements sociostructurels accompagnant le développement socioéconomique et pour lesquels certains mécanismes ont été décrits dans des études précédentes. Premièrement, les politiques de libéralisation économique ont mis fin à l'isolement de la Chine vis-à-vis du monde extérieur. Les idéaux d'amour romantique diffusés à travers la culture populaire et les médias de masse, eux-mêmes favorisés par une mobilité géographique accrue, ont constitué des facteurs importants contribuant à une culture de la séduction et à un recul de l'entrée dans le mariage en Chine contemporaine (Yan, 2002). Deuxièmement, le développement de l'enseignement supérieur au cours des dernières décennies a été identifié comme un facteur clé de report du mariage pour les hommes et les femmes (Tian, 2013 ; Yu et Xie, 2015). Troisièmement, l'explosion du coût du logement dans les grandes villes chinoises pendant la période des réformes a contribué à un allongement de la période d'accumulation des richesses avant le mariage parmi les jeunes générations, car l'accès à la propriété est largement considéré comme une condition préalable à la formation d'une famille en Chine (Yu et Xie, 2015).

2. Le mariage universel

Malgré le report des unions, rares sont les chercheurs à avoir remis en question le rôle central du mariage lié à la résilience des normes familiales confucéennes attachées à cette institution et à la poursuite de la lignée (Attané, 2012). L'importance du mariage peut avoir été simultanément renforcée par les lois sur le mariage interdisant les relations sexuelles et la procréation hors mariage durant les trois premières décennies de la RPC (Palmer, 2007). La procréation hors mariage reste illégale en vertu des lois sur la planification familiale de la période des réformes⁽⁴⁾. Entre 1978 et 2015, les enfants nés hors mariage ne pouvaient obtenir de certificat de résidence (*hukou*), condition indispensable d'accès aux services de santé et d'éducation (Ji et Yeung, 2014). Même depuis l'assouplissement de la loi sur l'enfant unique en 2015, des distinctions persistent et les enfants nés hors mariage continuent d'être traités différemment par les lois sur la planification familiale⁽⁵⁾. Dans une société qui valorise aussi fortement la poursuite de la lignée, comme en témoigne la quasi-universalité de la procréation en Chine

(4) L'article 18 de la loi de 2001 de la RPC sur la population et la planification familiale prévoit que chaque couple marié légalement peut avoir un enfant, éventuellement deux dans certaines conditions définies par la loi et les réglementations (loi de la RPC sur la population et la planification familiale, 2001). L'amendement de 2015 autorise deux enfants par couple marié (loi de la RPC sur la population et la planification familiale, 2015).

(5) Des « frais de compensation sociale » et autres sanctions administratives continuent de s'appliquer aux couples qui procréent hors mariage. Dans la province du Guangdong, par exemple, une révision des règlements provinciaux sur la population et la planification familiale de 2016 exige que les parents ayant leur premier enfant en dehors d'une union maritale s'inscrivent sur les registres de mariage. S'ils ont un second enfant hors mariage, des frais de compensation sociale représentant deux fois le revenu annuel moyen des zones urbaines ou rurales (selon le statut du *hukou* du ménage) peuvent être demandés aux parents (le second enfant étant autorisé pour les couples mariés). Un troisième enfant hors mariage peut être sanctionné par une amende allant de trois à six fois le revenu provincial annuel moyen (chapitre 7, article 46, règlements révisés de la province du Guangdong sur la population et la planification familiale, 2016).

(Zhao *et al.*, 2017), l'obligation légale d'avoir des enfants dans le cadre matrimonial incite fortement les individus à se marier.

Dans les faits, le mariage reste une institution très présente en Chine. Selon les recensements de la population chinoise et les enquêtes intercensitaires menées entre 1982 et 2010, la proportion de population qui ne s'est jamais mariée à l'âge de 50 ans reste d'environ 4 % pour les hommes et 0,3 % pour les femmes⁽⁶⁾. Les données ne nous permettent pas d'identifier une potentielle régression du mariage parmi les jeunes générations, elles montrent au contraire une popularité persistante de cette forme d'union dans la société chinoise, en particulier parmi les femmes.

Le non-mariage est comparativement plus élevé chez les hommes que chez les femmes. Les spécialistes de la démographie historique ont fait état d'une généralisation du célibat définitif parmi les hommes des classes les plus défavorisées vers la fin de la période impériale (de la dynastie Song jusqu'à celle des Qing, soit entre 960 et 1911) (Lee et Wang, 1999). Cela est imputable à un déséquilibre du rapport des sexes sur le marché matrimonial dû à une surmortalité des nourrissons et des enfants de sexe féminin (Lee et Wang, 1999), ainsi qu'aux préférences de genre en termes de choix du conjoint dans un contexte où le statut social et économique des hommes était un facteur clé de succès sur le marché matrimonial (Ji, 2015). Ces dernières décennies, suite à l'introduction de la politique de l'enfant unique et après 30 années de déséquilibre du rapport des sexes résultant des avortements sélectifs en faveur des garçons, la progression potentielle du célibat involontaire a fait l'objet d'une inquiétude de plus en plus vive. Selon les données du recensement national, le rapport de masculinité à la naissance est passé d'un peu plus de 108 en 1982 à 118 en 2010 (Huang *et al.*, 2016).

Bien que la quasi-universalité du mariage des femmes soit une caractéristique essentielle du modèle matrimonial chinois, des recherches récentes ont montré la possibilité d'un futur déclin de l'intensité du mariage parmi les femmes les plus instruites en raison de l'hypergamie féminine, à savoir le fait pour une femme d'épouser un homme plus éduqué avec un statut économique plus élevé (Yu et Xie, 2015). Simultanément, le prolongement de la durée des études a provoqué un recul de l'entrée dans le mariage. Par ailleurs, les femmes célibataires sont perçues négativement au-delà d'un certain âge, les hommes préférant épouser des femmes de 20 à 25 ans (Ji, 2015).

II. Facteurs affectant le moment et la probabilité du mariage

1. Perspectives théoriques

La tendance à retarder le mariage ou à moins se marier dans les sociétés industrialisées occidentales a été expliquée par l'impact de l'industrialisation

(6) Calculs de l'auteure à partir des recensements de 1982, 1990, 2000, et 2010, ainsi que des enquêtes intercensitaires de 1986, 1995, et 2005.

sur les mariages arrangés par les parents (Goode, 1963), l'évolution des valeurs (Lesthaeghe, 2010), une meilleure égalité entre les sexes en termes d'éducation, et une participation accrue des femmes au marché du travail (Becker, 1973, 1974, 1981). En particulier, l'éducation et la participation des femmes au marché du travail ont souvent été désignées comme des facteurs clés du déclin du mariage (Kalmijn, 2007 ; Frejka, 2008).

Un modèle matrimonial durablement établi identifié par Parsons et Bales (1955) puis par Becker (1973, 1974, 1981) suggère que la participation des femmes au marché du travail atténue les avantages du mariage générés par la spécialisation des époux (dans lequel le mari travaille et la femme est chargée des tâches domestiques). La participation des femmes au marché du travail augmente ainsi les coûts d'opportunité du mariage, ce qui se traduit par un retard ou un renoncement au mariage. En revanche, les ressources économiques améliorent l'attractivité des hommes en tant que conjoint, ce qui accroît leurs chances de se marier. L'« hypothèse de l'indépendance économique » est soutenue par l'association négative entre la réussite scolaire et les revenus des femmes d'un côté, et leur taux de nuptialité de l'autre, empiriquement observée au niveau macroéconomique (McLanahan et Casper, 1995 ; Coughlin et Drewianka, 2011) ; tandis que le potentiel économique des hommes exerce une influence positive sur la formation du mariage (Goldscheider et Waite, 1986).

Oppenheimer (1988) propose une théorie alternative de la recherche du mariage (*marriage-search theory*) en montrant que, dans les sociétés modernes, une éducation supérieure et des perspectives de revenus élevés rendent également les femmes attractives sur le marché matrimonial. Cependant, l'amélioration des ressources économiques, facilitant la recherche plus longue d'un conjoint de « bonne qualité », étend la période de recherche et retarde l'entrée dans le mariage. Oppenheimer explique également les processus spécifiques menant au report du mariage ou au non-mariage. Elle suppose que le report du mariage reflète les difficultés croissantes des individus pour trouver un partenaire convenable dans les sociétés modernes, à cause de l'allongement et de la complexification des transitions vers l'indépendance économique à l'âge adulte. Cependant, en dernière instance, la probabilité de se marier reflète principalement les critères de choix du conjoint dans une société donnée.

La théorie de la recherche du mariage est confortée empiriquement sur données individuelles. De plus, un certain nombre d'études menées aux États-Unis ont démontré que les ressources économiques des femmes encouragent le mariage plutôt qu'elles ne l'empêchent (Mare et Winship, 1991 ; Goldstein et Kenney, 2001 ; Lichter *et al.*, 2002). D'autres études suggèrent que les indicateurs individuels de ressources économiques, notamment la réussite scolaire, sont associés à un mariage plus tardif mais n'ont aucun effet sur la probabilité du mariage (Oppenheimer et Lew, 1995 ; Oppenheimer, 1997).

Si l'hypothèse de l'indépendance économique et la théorie de la recherche du mariage sont toutes deux citées dans les études sur les déterminants socio-économiques du mariage dans les sociétés occidentales industrialisées, les spécialistes ont montré leurs limites pour expliquer le large éventail de facteurs pesant sur la formation du mariage dans les sociétés non occidentales (McDonald, 1994 ; Jones *et al.*, 2011). Selon eux, ce sont principalement les contextes culturel et institutionnel d'une société qui agissent sur le mariage. En effet, les perspectives théoriques centrées sur les déterminants socioéconomiques du mariage peuvent se révéler inadéquates pour appréhender les facteurs pesant sur la formation du mariage en Chine, en particulier dans une perspective de long terme. D'autres aspects de la société chinoise peuvent également influencer le choix du mariage et méritent à ce titre notre attention. Le premier est la division géographique majeure entre les individus possédant un certificat de résidence (*hukou*) urbain et un certificat rural. Le second concerne le poids de l'appartenance au Parti communiste chinois (PCC). Le troisième est l'asymétrie des critères de choix du conjoint qui peut également jouer un rôle clé.

2. Hypothèses

L'État chinois instaure une séparation urbain-rural non seulement en institutionnalisant la division du pays entre les zones urbaines et rurales (Piotrowski *et al.*, 2016), mais aussi en divisant la population entre ceux qui possèdent un certificat de résidence urbain et les détenteurs d'un certificat rural. La Chine a introduit le système du *hukou* dans les années 1950 pour limiter les migrations des zones rurales vers les zones urbaines et pour protéger les travailleurs urbains de la compétition des migrants ruraux (Knight *et al.*, 2006). Les détenteurs d'un *hukou* urbain bénéficient de traitements préférentiels en matière d'emploi et de sécurité sociale, ce qui était encore plus le cas durant les trois premières décennies de la RPC (Chan et Buckingham, 2008). En outre, durant la période des réformes, le développement économique et la généralisation de l'éducation ont favorisé en priorité les grandes villes et les zones urbaines des provinces côtières (Piotrowski *et al.*, 2016).

Un *hukou*⁽⁷⁾ urbain et le fait de résider dans une zone urbaine peuvent tous deux affecter le moment et la probabilité du mariage. Au cours des trois premières décennies de la RPC, les exigences en matière d'âge au mariage étaient appliquées plus rigoureusement aux détenteurs d'un *hukou* urbain. Pendant la période des réformes, une résidence et un *hukou* urbains étaient souvent associés à un mariage tardif pour les hommes et les femmes à cause du dévelop-

(7) En Chine, le certificat de résidence est hérité des parents, et la conversion d'un *hukou* d'une localité à une autre nécessite l'approbation des autorités (Chan et Buckingham, 2008). Le fait d'épouser le détenteur d'un *hukou* urbain ne donne pas automatiquement les mêmes droits à un résident rural. À Pékin par exemple, une période d'attente de dix ans est nécessaire pour convertir un *hukou* après un mariage (Liu, 2018). Ces barrières ont dissuadé les mariages inter-*hukou*. Malgré l'intensification des migrations internes, les mariages entre *hukou* différents restent rares en Chine contemporaine (Nie et Xing, 2011).

pement socioéconomique rapide, de la prolifération des modes de vie urbains et de l'explosion des prix du logement dans les zones urbaines. Cependant, en tant qu'indicateur de standing socioéconomique, le *hukou* urbain peut en dernière instance accroître les chances de mariage pour les hommes. Ainsi, une résidence et un *hukou* urbains sont plus probablement associés à un mariage tardif pour les hommes et les femmes, mais un *hukou* urbain peut favoriser la probabilité de mariage des hommes (hypothèse 1).

La réforme du mariage étant un point central des réformes socialistes du droit de la famille, le statut politique conféré par l'appartenance au PCC peut également avoir pesé significativement sur la formation du mariage en Chine. Considérés comme l'avant-garde de la révolution socialiste, on attendait des membres du PCC qu'ils suivent strictement les politiques prescrivant un mariage tardif (Glosser, 2003). Cependant, dans le contexte des campagnes politiques menées durant les premières décennies de la RPC (en particulier pendant la Révolution culturelle), l'appartenance au parti peut avoir offert une certaine protection et facilité les chances de mariage (Diamant, 2000). Par conséquent, pour les personnes entrées sur le marché matrimonial pendant les trois premières décennies de la RPC, l'appartenance au PCC est susceptible d'être associée à un mariage tardif et à une probabilité accrue de mariage (hypothèse 2).

La réussite scolaire est un indicateur clé des ressources économiques d'un individu, et son influence sur la formation du mariage est largement traitée dans la littérature. Pour les hommes comme pour les femmes, une période d'éducation prolongée a plus de chances d'être associée à un mariage tardif. La réussite scolaire est susceptible d'augmenter l'intensité du mariage des hommes, en particulier dans le contexte chinois où le standing socioéconomique masculin est très apprécié sur le marché matrimonial. Il n'est en revanche pas encore clairement établi si l'éducation supérieure des femmes retarde simplement l'entrée en mariage ou affecte également négativement sa probabilité. En Chine, une étude observe une intensité du mariage plus faible parmi les femmes très éduquées des zones urbaines (Yu et Xie, 2015), tandis qu'une autre montre que l'instruction ne modifie pas les chances de mariage des femmes urbaines, mais affecte négativement celles des femmes rurales (Piotrowski *et al.*, 2016). Enfin, Ji et Yeung (2014) affirment que l'éducation supérieure ne modifie pas la probabilité de mariage des femmes.

Les recherches qualitatives jettent également un doute sur le lien négatif entre la réussite scolaire des femmes et leurs chances de mariage en Chine. Diamant (2000) note que l'éducation supérieure des femmes dans les premières décennies de la RPC révélait leur statut culturel et les rendait extrêmement attractives sur le marché matrimonial. Toutefois, les recherches de Ji (2015) sur les femmes restées seules en Chine démontrent que les préférences de genre en termes de choix du conjoint peuvent avoir mené à une raréfaction du mariage parmi les femmes très éduquées. Ces recherches soulignent cependant que ces femmes expriment un vif désir de se marier et, plus important encore, qu'elles

sont prêtes à accepter un homme ayant un statut socioéconomique moins élevé. Dans cette optique, la réussite scolaire est plus probablement associée à un mariage tardif pour les hommes comme pour les femmes. De plus, si elle peut accroître les chances de mariage des hommes, elle n'a en revanche pas d'effet significatif sur la probabilité de mariage des femmes (hypothèse 3).

III. Données et variables

Cette étude analyse les données individuelles regroupées des éditions de 2006, 2008, 2010, 2011, 2012, et 2013 de l'Enquête sociale générale sur la Chine (ESGC). L'ESGC est une enquête transversale répétée et représentative au niveau national menée auprès d'adultes chinois non placés en institution. L'enquête adopte un plan d'échantillonnage stratifié à plusieurs niveaux couvrant la plupart des 31 provinces chinoises. L'échantillon final de notre étude est constitué de 24 574 hommes et 25 936 femmes.

Les répondants sont divisés en cinq cohortes de naissance : 1920-1949, 1950-1959, 1960-1969, 1970-1979, et 1980-1989. En raison du faible nombre de répondants des cohortes plus anciennes, les personnes nées entre 1920 et 1949 ont été regroupées (la plupart étant à la fin de l'adolescence ou au début de l'âge adulte et donc en âge de se marier entre les années 1940 et 1960)⁽⁸⁾. Une possible sélection par la mortalité existe pour cette cohorte, les plus pauvres ayant pu mourir avant la collecte des données et ne pas avoir été observés. Les hommes avec un faible statut socioéconomique en Chine sont plus exposés au risque de célibat involontaire. De ce fait, la sélection par la mortalité peut biaiser à la baisse les estimations du célibat définitif des hommes pour cette cohorte. La seconde cohorte a commencé à atteindre l'âge du mariage dans les années 1970 et au début des années 1980, période qui couvre la campagne en faveur du report du mariage, la Révolution culturelle, les frémissements du développement économique et les premières entorses de l'État aux politiques familiales socialistes. La troisième cohorte a atteint l'âge du mariage durant la période des réformes, à un moment où les réformes socioéconomiques ont commencé à s'accélérer. Les deux cohortes les plus jeunes étaient susceptibles de pouvoir encore se marier au moment où les enquêtes ont été menées. Ces cohortes ont atteint l'âge du mariage dans une société radicalement transformée où le retrait de l'État des affaires matrimoniales, du moins son absence d'intervention directe, a permis l'émergence d'une culture de la séduction, tandis que les changements sociostructurels renforçaient l'incertitude sur le marché du travail et augmentaient les coûts liés au mariage. La plus jeune génération née après l'introduction de la politique de l'enfant unique est entrée sur le marché matrimonial avec un rapport de masculinité déséquilibré.

(8) Coale (1984) a également observé que les structures par âge des premiers mariages étaient similaires parmi ces premières cohortes.

Les principales variables dépendantes d'intérêt sont la probabilité de ne jamais se marier et le temps passé entre le 11^e anniversaire et le premier mariage, ou jusqu'à ce que l'observation soit censurée. Les principales variables indépendantes d'intérêt comprennent le nombre d'années d'éducation, le fait d'être encore étudiant, le statut du *hukou*, l'adhésion au PCC et la région de résidence. L'ethnie du répondant ainsi que le niveau d'instruction du père et de la mère sont inclus en tant que variables de contrôle. L'éducation est une variable évoluant dans le temps mesurée par le nombre d'années d'éducation. Cette variable est basée sur le plus haut niveau d'éducation du répondant l'année/âge où il l'a atteint. Raymo (2003) montre que le niveau scolaire et le statut d'étudiant affectent différemment le moment du premier mariage. Une variable dichotomique pour l'inscription dans une structure d'enseignement a donc également été incluse. Comme discuté précédemment, le statut du *hukou* du répondant est un autre facteur important de l'entrée dans le mariage. Cette variable est incluse en tant que variable évoluant dans le temps basée sur le statut actuel du *hukou* du répondant, s'il a connu une migration du rural vers l'urbain et quelle année. Cette variable est égale à 0 si le répondant a un *hukou* rural ; elle passe à 1 lorsque la conversion vers le *hukou* urbain se produit. De même, l'appartenance du répondant au PCC est construite comme une variable évoluant dans le temps basée sur le fait d'être ou non membre du Parti et sur l'année d'adhésion.

La région de résidence est incluse en tant que variable fixe avec cinq catégories : (1) les zones métropolitaines de Pékin, Tianjin et Shanghai ; (2) les régions côtières ; (3) les provinces du nord et du nord-est ; (4) les provinces centrales ; (5) les provinces occidentales. Les recherches précédentes relèvent des différences significatives au niveau des modèles matrimoniaux entre les régions côtières développées et les régions occidentales plus pauvres (Piotrowski *et al.*, 2016). Malheureusement, cette variable fixe dans le temps n'indique que le lieu de résidence du répondant au moment de l'enquête, mais pas ses éventuels déplacements entre différentes régions. Par conséquent, la variable peut ne pas refléter précisément le lieu de résidence du répondant au moment du mariage, en particulier parmi les cohortes plus jeunes ayant connu plus de migrations internes. Néanmoins, la recherche a montré que la plupart des migrations internes en Chine sont de nature temporaire et circulaire à cause du système du *hukou* restreignant les migrations permanentes (Yang, 2000). De plus, les migrations permanentes pour raisons professionnelles ou suite à un mariage ont tendance à se produire au sein de la province natale (Hu *et al.*, 2011).

Les variables de contrôle comprennent une variable dichotomique pour l'ethnie Han. Nous utilisons également le niveau d'éducation du père et de la mère en tant que mesure du milieu socioéconomique d'origine. Le tableau annexe A.1 fournit des statistiques descriptives sur les variables indépendantes par sexe et cohorte.

IV. Méthodes

Des modèles paramétriques de survie de type *cure*⁽⁹⁾ sont utilisés. Ces modèles prennent en compte le fait qu'un segment de la population ne connaîtra jamais l'événement observé, tout en estimant d'un côté un modèle paramétrique de la probabilité que l'événement se produise et, de l'autre, un modèle de survie pour le temps écoulé jusqu'à l'événement. Cette méthodologie présente deux avantages. Premièrement, les modèles de survie classiques supposent généralement que toutes les personnes connaîtront à terme l'événement observé (à savoir le premier mariage pour cette recherche) (Cox *et al.*, 2007). Bien que le célibat définitif ait été historiquement faible en Chine, le non-mariage existe, en particulier pour les hommes. La proportion de la population qui ne s'est jamais mariée, quoique restreinte, est susceptible d'avoir des caractéristiques distinctes des personnes qui se marient. Il est donc important d'identifier et d'analyser ces sous-populations.

Deuxièmement, les analyses de survie classiques ont tendance à confondre l'analyse de la vitesse de progression vers un événement et de la probabilité que cet événement se produise (Cox *et al.*, 2007). Les modèles biographiques en temps discret peuvent indirectement évaluer les impacts d'un prédicteur sur le moment et la probabilité d'un événement en analysant les effets évoluant avec le temps, c'est-à-dire en incluant des termes d'interaction entre les prédicteurs et le temps (Allison, 1982). Cependant, l'interprétation de plusieurs effets évoluant avec le temps peut être fastidieuse. Un modèle statistique peut rapidement devenir complexe lorsque plusieurs effets évoluant avec le temps sont intégrés. C'est pourquoi les études sur les déterminants du mariage en Chine ont généralement opté pour un modèle parcimonieux en examinant les effets évoluant avec le temps d'une poignée de facteurs tels que le niveau d'éducation, tout en laissant de côté de nombreux facteurs importants comme le statut du *hukou*, la région de résidence et l'appartenance au Parti (Tian, 2013 ; Yu et Xie, 2015). Comparativement, les modèles *cure* offrent une plus grande flexibilité en paramétrant séparément les effets des variables indépendantes sur la probabilité de ne jamais se marier et, pour ceux qui se marient, sur le moment du premier mariage.

Il existe deux modèles à population séparée : mixtes et non mixtes (pour les spécifications statistiques, voir Buxton, 2004). La fraction *cure* est modélisée à l'aide d'un lien logistique. Les structures par âge du mariage sont modélisées avec deux distributions paramétriques : log-normale et gamma. Les démographes ont constaté que les structures par âge du mariage dans les sociétés passées et dans certaines sociétés actuelles avaient tendance à suivre une distribution biaisée à droite (Coale, 1971 ; Kaneko, 2003). Par conséquent, les distributions log-normale et gamma sont choisies pour leur capacité à s'adapter

(9) Les modèles paramétriques de survie sont estimés par CUREREGR (Buxton, 2004), un module complémentaire de Stata.

à un large éventail de distributions biaisées à droite (Lambert, 2007). Pour les distributions paramétriques des formations du modèle de durée, il existe plusieurs probabilités de combinaison selon que le modèle est mixte ou pas, et le type de lien (log-normal ou gamma). Le critère d'information bayésien est utilisé pour choisir la plus appropriée.

V. Résultats

1. Évolution des modèles matrimoniaux en fonction des cohortes de naissance

Le tableau 1 fournit un résumé des moyennes et écarts types de l'âge au premier mariage et le pourcentage d'individus jamais mariés à 35, 40 et 50 ans par cohorte. Deux ensembles d'estimations de la survie par des analyses de Kaplan-Meier et des modèles paramétriques de type *cure* sont présentés dans la figure 2. L'estimation de Kaplan-Meier est utilisée comme référence pour évaluer l'ajustement du modèle *cure*. Les estimations des modèles *cure* mettent en lumière les probabilités de survie parmi les jeunes cohortes qui ne sont pas mariées.

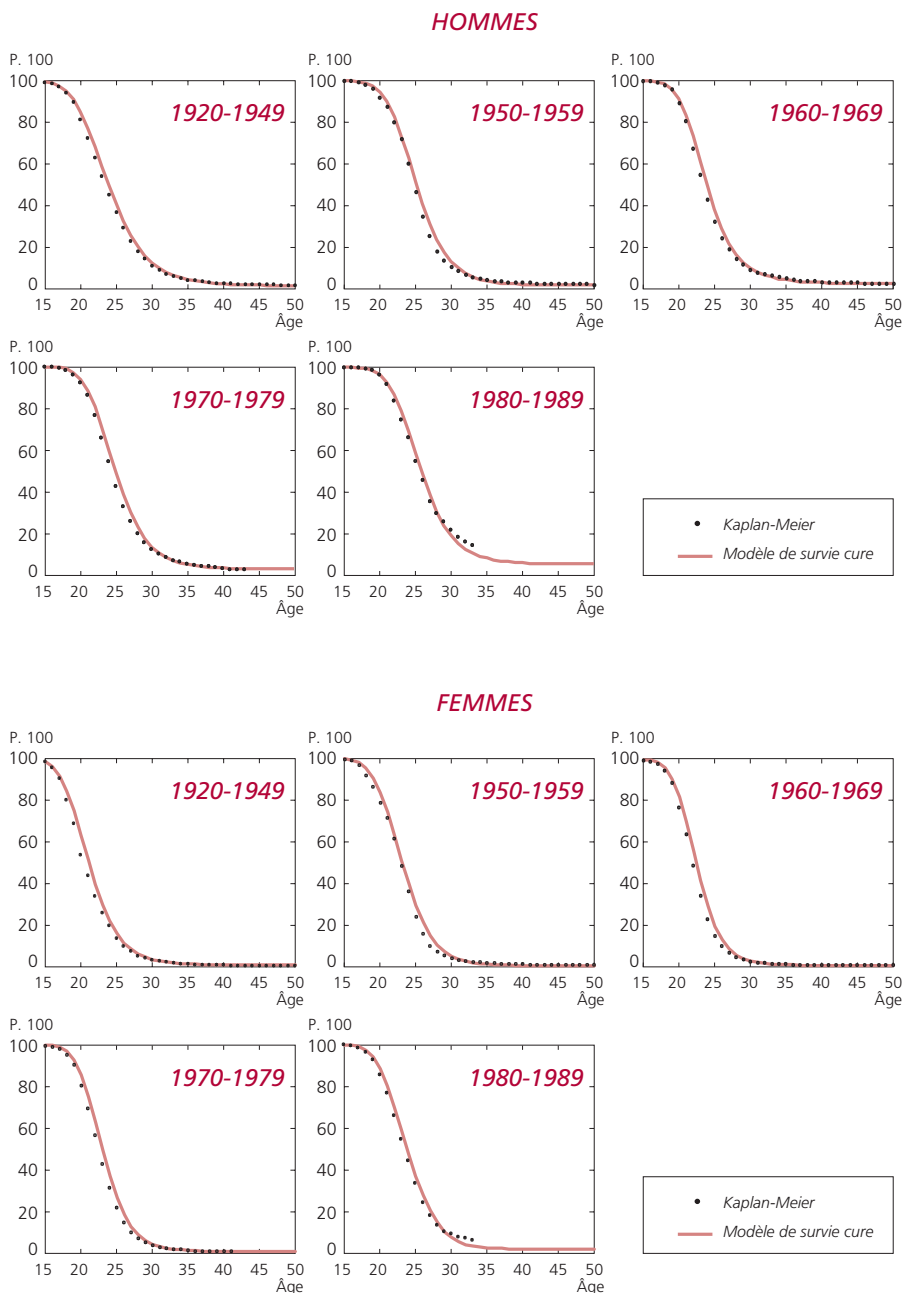
Les estimations des modèles *cure* sont cohérentes avec les estimations de Kaplan-Meier pour la plupart des cohortes, bien que les modèles *cure* aient

Tableau 1. Âge moyen au premier mariage et pourcentage de célibataires par sexe et cohorte

Cohorte de naissance	Âge moyen au premier mariage (écart type)	Âge médian au premier mariage	Pourcentage de célibataires :					
			à 35 ans		à 40 ans		à 50 ans	
			K-M	Cure	K-M	Cure	K-M	Cure
Hommes								
Avant 1950	24,5 (4,7)	24	4,35	4,75	2,75	2,63	1,83	1,80
Années 1950	25,5 (4,1)	25	4,01	3,62	2,51	1,91	1,67	1,46
Années 1960	24,4 (3,9)	24	4,38	4,05	2,91	2,75	2,19	2,29
Années 1970	24,9 (3,6)	25	5,84	5,42	3,61	3,63	-	3,35
Années 1980	24,0 (2,6)	24	14,17 ^(a)	10,53	-	5,86	-	5,39
Femmes								
Avant 1950	21,6 (3,9)	21	1,22	1,23	0,66	0,78	0,45	0,62
Années 1950	23,4 (3,7)	23	1,45	1,38	0,83	0,51	0,52	0,27
Années 1960	22,7 (3,1)	22	1,01	0,94	0,62	0,57	0,51	0,52
Années 1970	23,1 (3,1)	23	1,82	1,77	1,14	1,04	-	0,94
Années 1980	22,6 (2,7)	23	6,07	4,66	-	1,20	-	1,98

(a) Les estimations de survie pour cette cohorte sont censurées à 33 ans.
Note : Les estimations de Kaplan-Meier (K-M) sont comparées aux estimations de survie paramétriques *cure* en utilisant la meilleure spécification d'ajustement pour chaque cohorte et chaque sexe.
Champ : Répondants à l'ensemble des six vagues de l'ESGC (N = 50 510).
Source : Calculs de l'auteure basés sur les vagues regroupées de l'Enquête sociale générale sur la Chine (ESGC) de 2006, 2008, 2010, 2011, 2012, et 2013.

Figure 2. Pourcentage prévu de célibataires par sexe et cohorte



Note : Les estimations de survie de Kaplan-Meier sont comparées aux estimations de survie paramétriques *cure* en utilisant la meilleure spécification d'ajustement pour chaque cohorte et pour chaque sexe.

Champ : Répondants à l'ensemble des six vagues de l'ESGC (N = 50 510).

Source : Calculs de l'auteur basés sur les vagues regroupées de l'Enquête sociale générale sur la Chine (ESGC) de 2006, 2008, 2010, 2011, 2012, et 2013.

tendance à légèrement sous-estimer la proportion des célibataires de 40 ans et plus. L'ajustement du modèle *cure* pour les cohortes 1980-1989 est relativement pauvre à cause de la censure aux plus jeunes âges. Comparées aux estimations de Kaplan-Meier, les estimations de survie du modèle *cure* pour cette cohorte affichent une progression plus rapide vers le premier mariage à 30 ans et plus. Par conséquent, les proportions d'hommes et de femmes jamais mariés de cette cohorte peuvent être légèrement supérieures aux projections du modèle *cure*.

Le tableau 1 et la figure 2 montrent les fluctuations du calendrier matrimonial entre les cohortes successives d'hommes et de femmes. Par rapport aux individus nés entre 1920 et 1949, le mariage se produit plus tard pour la cohorte des années 1950. Le report du mariage au sein de cette cohorte fait écho à l'augmentation de l'âge moyen au premier mariage pendant la campagne nationale incitant au mariage tardif. De même, la baisse de l'âge moyen au premier mariage au début des années 1980 se reflète dans l'avancement du mariage parmi les cohortes suivantes nées entre 1960 et 1969. Enfin, la réémergence du mariage tardif durant la période des réformes est visible dans la progression plus lente vers le premier mariage pour les cohortes nées après 1970, en particulier pour les femmes.

Le non-mariage est resté assez faible parmi les personnes nées entre 1929 et 1960. Seules 0,5 % des femmes de ces cohortes ne se sont pas mariées avant la fin de leur vie reproductive. Le non-mariage était plus répandu parmi les hommes. Comme le montre le tableau 1, moins de 2 % des hommes nés entre 1920 et 1959 étaient célibataires à 50 ans. Le pourcentage dépasse 2 % pour les hommes nés dans les années 1960 malgré un âge moyen au mariage plus précoce pour cette cohorte.

Les plus jeunes cohortes nées dans les années 1970 et 1980 n'étaient pas mariées au moment des enquêtes. Pourtant, selon les prédictions du modèle *cure*, le non-mariage est susceptible de progresser modérément parmi ces deux cohortes. Pour les individus nés dans les années 1980, plus de 5 % des hommes et environ 2 % des femmes devraient rester célibataires toute leur vie. Comparés aux pays occidentaux industrialisés, les pourcentages prévus de la population jamais mariée en Chine semblent assez réduits. Cependant, compte tenu de la taille de la population chinoise, même une faible augmentation de cette magnitude mérite notre attention. De plus, l'augmentation du non-mariage féminin à 2 % signifierait rien de moins que la fin d'une tradition chinoise multiséculaire de mariage universel des femmes.

2. Les déterminants du calendrier et de l'intensité du mariage

Cette section présente des estimations du modèle pour les déterminants du calendrier et de l'intensité du mariage pour les hommes et les femmes. Conformément à la troisième hypothèse, un niveau d'éducation plus élevé retarde le mariage tout en étant lié à une plus faible probabilité de ne jamais

se marier pour la plupart des cohortes d'hommes (tableau 2). Cela démontre l'attention constante portée à la réussite scolaire et au standing socioéconomique des hommes sur le marché matrimonial chinois.

Les résultats confirment également l'hypothèse selon laquelle le *hukou* urbain et le fait de résider dans une grande ville ou dans les régions côtières plus développées sont liés à une entrée dans le mariage plus tardive. L'effet de retardement du mariage du *hukou* urbain et de la résidence urbaine est prononcé pour les cohortes masculines les plus vieilles nées entre 1929 et 1949, ce qui peut s'expliquer par l'application différenciée des politiques sur le mariage pour les populations urbaines et rurales. De manière intéressante, bien que la résidence et le *hukou* urbains retardent l'entrée dans le mariage, leur impact sur l'intensité du mariage des hommes s'inverse avec le temps. Le *hukou* urbain et le fait de résider dans une grande ville facilitent tous deux le mariage des hommes nés entre 1920 et 1949, mais ils affectent négativement l'intensité du mariage des hommes pour les individus nés dans les années 1970 et 1980. Au cours des premières décennies de la RPC, la résidence et le *hukou* urbains étaient sans doute étroitement associés à un salaire et un standing socioéconomique élevés des hommes dans le contexte d'une économie planifiée et centralisée, et de migrations limitées des zones rurales vers les zones urbaines. Ces facteurs sont probablement devenus moins révélateurs du standing socioéconomique pendant la période des réformes, la richesse et le statut socioéconomique des hommes étant plus étroitement associés au niveau d'éducation.

Nos résultats montrent en outre des variations régionales du calendrier et de l'intensité du mariage parmi les hommes. En particulier, le fait de résider dans les provinces isolées et moins développées de l'ouest du pays est associé à une entrée dans le mariage plus précoce, mais aussi à une plus forte probabilité de célibat définitif.

Nous avons fait l'hypothèse que l'appartenance au PCC retarde significativement l'entrée dans le mariage des hommes, mais améliore leurs chances de mariage. Les résultats laissent cependant surtout apparaître les effets de l'appartenance au PCC sur la probabilité du mariage. Pour la plupart des cohortes masculines, l'adhésion au Parti est synonyme de chances accrues de mariage, mais ses effets sur le calendrier matrimonial ne sont pas statistiquement significatifs.

En raison du faible niveau de célibat définitif des femmes en Chine, les variables les plus explicatives ont principalement des effets sur le moment du mariage, tandis que peu de facteurs influencent significativement sa probabilité (tableau 3). Comme nous l'avons supposé, un niveau d'éducation supérieur et un *hukou* urbain sont tous deux significativement associés à un mariage tardif pour la plupart des cohortes féminines. Les femmes vivant dans les provinces de l'ouest et du nord se marient plus tôt que les femmes des régions côtières plus développées à l'est.

Tableau 2. Modèle cure évaluant le moment et l'éventualité d'un premier mariage selon certaines variables pour les hommes

	Probabilité de ne jamais se marier					Moment du premier mariage				
	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989
Nombre d'années d'éducation	-0,217** (0,030)	-0,216** (0,027)	-0,220** (0,027)	-0,211** (0,029)	-0,268** (0,055)	0,017** (0,002)	0,013** (0,001)	0,012** (0,002)	0,021** (0,002)	0,034** (0,003)
Scolarisation au moment de l'enquête						0,066** (0,023)	0,019 (0,024)	0,068** (0,017)	0,060** (0,016)	0,066** (0,020)
Région (Réf.: régions côtières)										
Pékin, Shanghai et Tianjin	-1,936* (0,906)	0,405 (0,506)	1,390** (0,325)	1,014** (0,380)	0,820 (0,524)	0,089** (0,033)	0,004 (0,020)	-0,015 (0,019)	-0,034 (0,022)	0,019 (0,027)
Nord et Nord-Est	-0,207 (0,337)	0,217 (0,370)	-0,098 (0,303)	0,413 (0,318)	-0,820† (0,472)	-0,082** (0,022)	-0,107** (0,016)	-0,083** (0,016)	-0,111** (0,017)	-0,013 (0,022)
Provinces centrales	-0,499† (0,273)	0,652* (0,311)	-0,375 (0,293)	0,809** (0,297)	0,492 (0,393)	-0,059** (0,019)	-0,057** (0,015)	-0,016 (0,015)	-0,087** (0,016)	-0,054* (0,023)
Provinces occidentales	-0,160 (0,266)	0,593* (0,315)	0,059 (0,267)	0,655* (0,294)	0,155 (0,431)	-0,059** (0,019)	-0,063** (0,015)	-0,043** (0,014)	0,069** (0,016)	-0,015 (0,024)
Hukou urbain	-1,321** (0,361)	-0,368 (0,302)	0,184 (0,222)	0,540* (0,221)	0,787* (0,340)	0,138** (0,019)	0,120** (0,014)	0,121** (0,012)	0,044** (0,013)	0,026 (0,019)
Adhésion au PCC	-0,999* (0,471)	-1,978** (0,706)	-0,339 (0,531)	-1,848** (0,595)	-0,201 (0,805)	0,021 (0,025)	0,024 (0,023)	0,003 (0,026)	0,053* (0,024)	-0,026 (0,036)
Ethnie Han	-0,019 (0,373)	0,464 (0,416)	-0,490† (0,284)	-0,744** (0,246)	0,467 (0,496)	0,008 (0,027)	0,010 (0,020)	-0,003 (0,018)	-0,021 (0,019)	-0,033 (0,028)

Tableau 2 (suite). Modèle *curse* évaluant le moment et l'éventualité d'un premier mariage selon certaines variables pour les hommes

	Probabilité de ne jamais se marier						Moment du premier mariage					
	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1990-1999	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1990-1999
Niveau d'éducation du père (Réf.: pas d'éducation)												
Primaire	-0,627* (0,306)	-0,174 (0,252)	-0,213 (0,214)	0,103 (0,223)	-0,245 (0,395)	0,035* (0,017)	0,005 (0,012)	0,005 (0,012)	-0,016 (0,014)	0,004 (0,028)		
Collège	0,784 (0,551)	-0,133 (0,492)	-0,905* (0,390)	-0,105 (0,307)	-0,903† (0,497)	-0,021 (0,035)	0,020 (0,018)	0,020 (0,018)	0,004 (0,018)	0,041 (0,031)		
Lycée et au-delà	0,060 (0,735)	-2,691** (1,05)	0,363 (0,376)	0,215 (0,327)	-1,020† (0,545)	0,081* (0,041)	-0,029 (0,021)	0,080** (0,030)	-0,005 (0,020)	0,039 (0,032)		
Niveau d'éducation de la mère (Réf.: pas d'éducation)												
Primaire	-0,162 (0,559)	0,130 (0,346)	0,308 (0,232)	-0,267 (0,226)	0,366 (0,358)	0,055* (0,027)	-0,000 (0,012)	0,013 (0,015)	0,032* (0,013)	-0,018 (0,021)		
Collège	1,979** (0,694)	-0,133 (0,940)	0,409 (0,411)	0,318 (0,322)	0,312 (0,460)	-0,034 (0,050)	0,026 (0,022)	0,047 (0,033)	0,027 (0,019)	0,027 (0,024)		
Lycée et au-delà	0,229 (1,669)	2,340** (0,679)	-0,111 (0,571)	1,250** (0,361)	0,761 (0,550)	0,051 (0,075)	0,076** (0,028)	-0,008 (0,032)	0,011 (0,024)	0,036 (0,029)		
Constante	-2,462** (0,423)	-3,467** (0,502)	-1,751** (0,389)	-1,626** (0,411)	-0,738 (0,696)	0,727** (0,044)	0,074* (0,037)	0,234** (0,039)	0,008 (0,044)	-0,515** (0,081)		
Forme												
Constante	2,166** (0,024)	2,664** (0,023)	2,705** (0,023)	2,756** (0,029)	3,036** (0,057)							

Lecture : Dans la partie consacrée à la probabilité de ne jamais se marier, un coefficient positif indique que la variable indépendante augmente les risques de non-mariage ; dans la partie consacrée au moment du premier mariage, un coefficient positif indique que la variable indépendante allonge le temps d'attente avant le mariage, autrement dit elle retarde l'entrée dans le mariage.

Notes : Les écarts types sont indiqués entre parenthèses. Les modèles *curse* non-mixtes gamma conviennent le mieux aux données pour la plupart des cohortes d'hommes et de femmes, excepté pour la cohorte d'hommes 1960-1969, où le modèle non-mixte log-normal est le plus adapté. Pour faciliter la comparaison entre les sexes et les cohortes, les tableaux 3 et 4 présentent uniquement les estimations pour les modèles *curse* non mixte gamma. L'utilisation de modèles log-normaux et gamma a peu d'impact sur les estimations des paramètres. Les estimations des modèles log-normaux sont disponibles sur demande.

Significativité statistique : † p < 0,10 ; * p < 0,05 ; ** p < 0,01.

Champ : Répondants à l'ensemble des six vagues de l'ESGC (N = 50 510).

Source : Calculs de l'auteure basés sur les vagues regroupées de l'Enquête sociale générale sur la Chine (ESGC) de 2006, 2008, 2010, 2011, 2012, et 2013.

Tableau 3. Modèle cure évaluant le moment et l'éventualité d'un premier mariage selon certaines variables pour les femmes

	Probabilité de ne jamais se marier					Moment du premier mariage				
	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989
Nombre d'années d'éducation	-0,134** (0,045)	-0,202** (0,049)	-0,128** (0,039)	0,005 (0,052)	-0,297** (0,091)	0,024** (0,002)	0,021** (0,002)	0,017** (0,002)	0,017** (0,002)	0,035** (0,003)
Scolarisation au moment de l'enquête						0,106** (0,028)	0,069* (0,030)	0,019 (0,014)	0,068** (0,014)	0,104** (0,016)
Région (Réf.: régions côtières)										
Pékin, Shanghai et Tianjin	0,089 (0,511)	-0,180 (0,639)	-0,013 (0,526)	1,462** (0,417)	2,403* (0,985)	0,019 (0,028)	0,036 (0,023)	0,006 (0,020)	-0,066** (0,022)	-0,036 (0,035)
Nord et Nord-Est	-0,860 (0,545)	-0,107 (0,504)	-0,139 (0,423)	-0,594 (0,464)	-0,231 (0,819)	-0,018 (0,028)	-0,071** (0,021)	-0,075** (0,016)	-0,079** (0,019)	-0,080** (0,026)
Provinces centrales	-0,524 (0,435)	-0,367 (0,464)	-0,068 (0,435)	-1,066* (0,477)	-1,049 (0,913)	-0,027 (0,025)	-0,038* (0,020)	-0,018 (0,016)	-0,010 (0,018)	-0,026 (0,028)
Provinces occidentales	-0,954 (0,462)	-0,941† (0,518)	0,339 (0,384)	-0,082 (0,431)	-1,515 (0,994)	-0,066** (0,025)	-0,064** (0,021)	-0,086** (0,016)	-0,073** (0,019)	-0,061* (0,030)
Hukou urbain	-0,004 (0,374)	-0,349 (0,455)	0,671† (0,354)	-0,522 (0,379)	-0,073 (0,706)	0,023 (0,019)	0,061** (0,017)	0,033* (0,014)	0,05** (0,016)	0,005 (0,022)
Adhésion au PCC	-1,623 (1,343)	2,123** (0,733)	0,318 (1,246)	0,057 (0,733)	-7,007 (8,910)	0,093 (0,058)	-0,092* (0,041)	-0,021 (0,061)	-0,009 (0,043)	0,128 (0,100)
Ethnie Han	-0,753 (0,534)	-1,721** (0,457)	-0,590 (0,400)	-0,616 (0,424)	-0,628 (0,994)	0,048 (0,031)	0,094** (0,024)	0,028 (0,018)	0,023 (0,021)	0,021 (0,035)

Tableau 3 (suite). Modèle *cure* évaluant le moment et l'éventualité d'un premier mariage selon certaines variables pour les femmes

	Probabilité de ne jamais se marier						Moment du premier mariage					
	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1990-1999	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1990-1999
Niveau d'éducation du père (Réf.: pas d'éducation)												
Primaire	-0,409 (0,410)	0,218 (0,382)	-0,285 (0,332)	-0,501 (0,394)	0,158 (0,817)	0,037† (0,020)	0,023 (0,015)	0,026* (0,013)	0,032† (0,017)	-0,004 (0,031)		
Collège	1,171† (0,663)	0,504 (0,629)	-0,029 (0,462)	-0,845† (0,483)	-0,778 (0,948)	-0,032 (0,040)	0,038 (0,025)	0,030† (0,018)	0,049* (0,020)	0,043 (0,032)		
Lycée et au-delà	0,237 (1,057)	0,751 (0,804)	-0,460 (0,598)	0,139 (0,518)	0,903 (0,938)	0,030 (0,055)	0,013 (0,033)	0,062** (0,023)	0,019 (0,023)	0,009 (0,034)		
Niveau d'éducation de la mère (Réf.: pas d'éducation)												
Primaire	0,399 (0,610)	0,392 (0,493)	0,204 (0,360)	0,066 (0,358)	-0,271 (0,714)	-0,007 (0,031)	-0,016 (0,019)	-0,004 (0,014)	0,005 (0,015)	-0,014 (0,025)		
Collège	-0,883 (1,691)	0,686 (0,997)	1,111† (0,497)	0,548 (0,468)	0,418 (0,777)	0,084 (0,074)	-0,038 (0,038)	-0,020 (0,021)	-0,003 (0,020)	0,005 (0,027)		
Lycée et au-delà	2,190 (1,260)	1,086 (0,120)	0,447 (0,868)	0,595 (0,546)	-1,470 (1,407)	-0,055 (0,087)	-0,014 (0,047)	-0,023 (0,032)	0,001 (0,026)	0,070* (0,035)		
Constante	-3,679** (0,628)	-3,011** (0,574)	-3,967** (0,543)	-3,977** (0,661)	-2,104† (1,242)	0,521** (0,051)	0,259** (0,042)	-0,027 (0,039)	0,001 (0,049)	-0,100 (0,088)		
Forme												
Constante	2,183** (0,025)	2,484** (0,025)	2,723** (0,024)	2,696** (0,028)	2,663** (0,050)							

LECTURE : Dans la partie consacrée à la probabilité de ne jamais se marier, un coefficient positif indique que la variable indépendante augmente les risques de non-mariage ; dans la partie consacrée au moment du mariage, un coefficient positif indique que la variable indépendante allonge le temps d'attente avant le mariage, autrement dit elle retarde l'entrée dans le mariage.

NOTES : Les écarts types sont indiqués entre parenthèses. Les modèles *cure* non-mixte gamma conviennent le mieux aux données pour la plupart des cohortes d'hommes et de femmes, excepté pour la cohorte d'hommes 1960-1969, où le modèle non-mixte log-normal est le plus adapté. Pour faciliter la comparaison entre les sexes et les cohortes, les tableaux 3 et 4 présentent uniquement les estimations pour les modèles *cure* non-mixte gamma. L'utilisation de modèles log-normaux et gamma a peu d'impact sur les estimations des paramètres. Les estimations des modèles log-normaux sont disponibles sur demande.

SIGNIFICATIVITÉ STATISTIQUE : † $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

CHAMP : Répondants à l'ensemble des six vagues de l'ESGC (N = 50 510).

SOURCE : Calculs de l'auteur basés sur les vagues regroupées de l'Enquête sociale générale sur la Chine (ESGC) de 2006, 2008, 2010, 2011, 2012, et 2013.

Les niveaux d'éducation plus élevés et le fait de résider dans les trois villes métropolitaines comptent parmi les rares facteurs ayant un impact significatif sur l'intensité du mariage des femmes. Pour la plupart des cohortes féminines, une éducation supérieure renforce la probabilité de mariage. Pour les femmes plus jeunes nées dans les années 1970 et 1980, la résidence dans une grande ville apparaît comme un facteur important associé à une intensité réduite du mariage.

Pour une cohorte de femmes nées dans les années 1950 (la plupart ayant atteint l'âge du mariage durant les années 1970), l'appartenance au PCC réduit significativement la probabilité de se marier. La plus faible intensité du mariage parmi les femmes membres du PCC est sans doute imputable aux efforts du Parti visant à inciter les femmes à rejeter les rôles de genre traditionnels (Croll, 1995). Il est également probable que les membres du Parti devaient se conformer strictement aux exigences d'âge durant la campagne incitant aux mariages tardifs des années 1970. Ces femmes peuvent avoir retardé le mariage à des âges considérés comme trop élevés dans une société où se marier jeune restait la norme.

Conclusion

Cette étude éclaire les évolutions à long terme des modèles de primo-nuptialité en Chine. Les résultats montrent que les reports du mariage chez les personnes nées dans les années 1950 ont été suivis par une évolution vers un mariage plus précoce parmi les cohortes nées une décennie plus tard. L'âge au mariage augmente à nouveau chez les plus jeunes générations nées dans les années 1970 et 1980. Les changements de calendrier matrimonial au fil des cohortes font écho à la fluctuation de l'âge moyen au premier mariage dans les années 1970 et au début des années 1980 et à la « réémergence du mariage tardif » à l'époque des réformes (Cai et Wang, 2004). La prévalence du mariage reste élevée en Chine malgré les changements de calendrier. Néanmoins, le non-mariage est plus fréquent chez les hommes. En outre, tant chez les hommes que chez les femmes, on prévoit une progression du célibat définitif pour les cohortes les plus jeunes nées dans les années 1970 et 1980.

Cette étude met également en évidence des facteurs distincts influant sur le calendrier et l'intensité du mariage en Chine. Les résultats montrent que, chez les hommes, le mariage tardif est associé à un plus haut niveau d'éducation, à un *hukou* urbain et à une résidence dans des régions plus développées. Cependant, en tant qu'indicateur important du statut socioéconomique, un niveau d'éducation plus élevé améliore à terme les chances de mariage des hommes pour la plupart des cohortes, tandis qu'une résidence et un *hukou* urbains n'améliorent les probabilités de mariage des hommes que pour les premières cohortes. Il est intéressant de noter que l'appartenance au parti communiste n'influence pas de manière significative le moment où les hommes entrent dans le mariage, malgré le retard au mariage auquel les membres du Parti doivent se conformer strictement. En

revanche, l'appartenance au Parti améliore considérablement les chances de mariage des hommes pour la plupart des cohortes.

Comme pour les hommes, le mariage tardif de la plupart des cohortes féminines est également lié à une éducation supérieure, au *hukou* urbain et à une résidence dans les régions côtières développées. Un niveau d'instruction élevé se révèle favorable au mariage des femmes malgré un report de l'union. Cette constatation conforte la théorie de la recherche de mariage qui suggère que le niveau d'éducation supérieure des femmes permet une recherche prolongée du conjoint idéal. En tant qu'indicateur important du potentiel de revenus et du statut culturel des femmes, l'éducation peut en dernière instance faciliter leurs chances de mariage.

Parmi les cohortes de femmes plus jeunes, la résidence dans les grandes villes apparaît comme un facteur significatif de réduction de la probabilité de mariage. Ce résultat doit attirer notre attention sur le segment de la population féminine présentant le risque le plus élevé d'être célibataire à vie, à savoir les femmes moins instruites vivant dans les métropoles. À l'aide des données du mini-recensement de 2005, Yu et Xie (2015) ont observé que, chez les urbaines nées après 1974, celles qui n'avaient qu'un niveau d'instruction primaire se mariaient plus vite, mais que la proportion de célibataires définitives était plus importante que celle des femmes ayant effectué des études supérieures. Les probabilités de célibat définitif parmi ce groupe de femmes pourraient être plus élevées. D'autres études sont nécessaires pour acquérir une meilleure compréhension théorique des facteurs associés à l'intensité du mariage parmi les jeunes générations de Chinoises.

Il est important de reconnaître les limites de cette étude. Premièrement, ses variables explicatives sont loin d'être exhaustives. En raison du manque de données, cette analyse n'incluait pas la participation au marché du travail, les revenus et les expériences de migration, autant de facteurs susceptibles d'avoir des effets marquants sur le calendrier et l'intensité du premier mariage. Deuxièmement, l'adoption de modèles *cure* est moins motivée par la forte prévalence du célibat définitif en Chine que par la reconnaissance du fait que différents facteurs sont associés au report du mariage et au célibat à vie, en particulier dans une société qui valorise si fortement le mariage. Cependant, le faible taux de non-mariage féminin en Chine (en particulier parmi les premières cohortes) diminue le pouvoir statistique des modèles, comme en témoigne le faible nombre de facteurs ayant des effets statistiquement significatifs sur l'intensité du mariage des femmes. La distinction entre le moment et la probabilité du mariage a donné des résultats plus significatifs pour les hommes que pour les femmes en raison de la fréquence plus élevée de non-mariage chez les hommes. Néanmoins, avec la progression du non-mariage parmi les jeunes générations d'hommes et de femmes, l'utilisation de modèles *cure* pourrait jouer un rôle de plus en plus important dans l'étude des déterminants du mariage en Chine.

ANNEXE

**Tableau A.1. Statistiques descriptives des variables des modèles
par sexe et cohorte**

	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989
	Hommes				
Nombre d'années d'éducation	6,9	8,3	9,6	10,5	12,1
Taux de scolarisation au moment de l'enquête (%)	1,5	0,6	1,4	1,5	11,2
Région (%)					
Pékin, Shanghai et Tianjin	12,1	14,1	10,4	10,0	17,2
Régions côtières	20,8	20,6	21,5	23,3	24,7
Nord et Nord-Est	15,4	17,8	17,7	18,6	18,5
Provinces centrales	26,6	23,6	23,2	20,0	16,3
Provinces occidentales	25,1	23,9	27,3	28,1	23,3
<i>Hukou</i> urbain (%)	40,3	41,4	40,7	46,3	52,6
Adhésion au PCC (%)	10,6	8,5	5,1	8,7	7,5
Ethnie Han (%)	93,3	93,2	92,0	92,0	91,3
Niveau d'éducation du père (%)					
Pas d'éducation	61,4	51,6	36,7	21,3	7,0
École primaire	30,3	35,2	40,8	41,1	28,9
Collège	4,0	7,6	12,8	21,0	33,2
Lycée et au-delà	4,3	5,6	9,7	16,6	30,9
Niveau d'éducation de la mère (%)					
Pas d'éducation	87,1	77,1	61,9	41,7	18,5
École primaire	10,0	17,7	26,9	36,9	32,7
Collège	1,8	3,0	6,8	13,4	27,9
Lycée et au-delà	1,2	2,3	4,5	8,0	20,9
Nombre d'observations	5 121	5 109	5 705	4 948	3 691

Tableau A.1 (suite). Statistiques descriptives des variables des modèles par sexe et cohorte

	1920-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989
	Femmes				
Nombre d'années d'éducation	4,6	6,2	8,1	9,4	11,5
Taux de scolarisation au moment de l'enquête (%)	1,1	0,4	2,1	2,4	12,7
Région (%)					
Pékin, Shanghai et Tianjin	15,2	15,4	10,4	9,5	15,4
Régions côtières	19,9	19,7	20,6	22,1	24,1
Nord et Nord-Est	16,3	18,2	18,4	18,4	19,9
Provinces centrales	23,3	23,8	25,1	22,4	18,1
Provinces occidentales	25,3	23,0	25,5	27,6	22,6
<i>Hukou</i> urbain (%)	36,9	39,5	37,2	39,8	46,2
Adhésion au PCC (%)	2,5	2,4	0,9	1,7	5,3
Ethnie Han (%)	92,9	93,4	92,0	91,3	90,6
Niveau d'éducation du père (%)					
Pas d'éducation	64,1	51,6	39,9	22,3	9,6
École primaire	28,1	34,5	37,0	40,1	28,5
Collège	4,4	8,1	13,4	22,8	33,4
Lycée et au-delà	3,3	5,8	9,7	14,8	28,5
Niveau d'éducation de la mère (%)					
Pas d'éducation	87,9	76,7	63,7	43,2	21,1
École primaire	9,7	17,5	25,1	36,8	32,7
Collège	1,6	3,6	7,2	13,3	28,5
Lycée et au-delà	0,8	2,3	4,0	6,7	17,6
Number of observations	4849	5172	6043	5691	4181
Note : Mesure au moment du premier mariage ou jusqu'à la censure.					
Champ : Répondants à l'ensemble des six vagues de l'ESGC (N = 50 510).					
Source : Calculs de l'auteure basés sur les vagues regroupées de l'Enquête sociale générale sur la Chine (ESGC) de 2006, 2008, 2010, 2011, 2012, et 2013.					

RÉFÉRENCES

- ALLISON P., 1982, Discrete-time methods for the analysis of event histories, *Sociological Methodology*, 13, p. 61-98.
- ATTANÉ I., 2012, Being a woman in China today: A demography of gender, *China Perspectives*, 4, p. 5-15.
- BECKER G. S., 1973, A theory of marriage: Part I, *Journal of Political Economy*, 81(4), p. 813-846.
- BECKER G. S., 1974, A theory of marriage: Part II, *Journal of Political Economy*, 82(2), p. S11-S26.
- BECKER G. S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- BUXTON A., 2004, CUREREGR: Stata module to estimate parametric cure regression. Statistical Software Components S446901, Boston College Department of Economics, revised 12 Nov 2013. Available at <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s446901.html>.
- CAI Y., WANG F., 2014, (Re)emergence of late marriage in Shanghai: From collective synchronization to individual choice, in Davis D., Friedman S. (eds.), *Wives, Husbands, and Lovers: Marriage and Sexuality in Hong Kong, Taiwan, and Urban China*, Stanford, Stanford University Press, p. 97-117.
- CHAN K. W., BUCKINGHAM W., 2008, Is China abolishing the hukou system?, *The China Quarterly*, 195, p. 582-606.
- COALE A. J., 1971, Age patterns of marriage, *Population Studies*, 25(2), p. 193-214.
- COALE A. J., 1984, *Rapid Population Change in China, 1952-1982*, Washington DC, National Academy Press.
- COUGHLIN T. P., DREWIANKA S., 2011, Can rising inequality explain aggregate trends in marriage? Evidence from US States, 1977-2005, *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 11(1), p. 1-33.
- COX C., CHU H., SCHNEIDER M. F., MUÑOZ A., 2007, Parametric survival analysis and taxonomy of hazard functions for the generalized gamma distribution, *Statistics in Medicine*, 26(23), p. 4352-4374.
- CROLL E., 1995, *Changing Identities of Chinese Women: Rhetoric, Experience and Self-Perception in Twentieth-Century China*, Hong Kong, Hong Kong University Press.
- DIAMANT N. J., 2000, *Revolutionizing the Family: Politics, Love, and Divorce in Urban and Rural China, 1949-1968*, Berkeley, University of California Press.
- FREJKA T., 2008, Overview Chapter 5: Determinants of family formation and child-bearing during the societal transition in Central and Eastern Europe, *Demographic Research*, 19(7), p. 139-170.
- FREJKA T., JONES G. W., SARDON J.-P., 2010, East Asian childbearing patterns and policy developments, *Population Development Review*, 36(3), p. 579-606.
- GLOSSER S. L., 2003, *Chinese Visions of Family and State, 1915-1953*, Berkeley, University of California Press.
- GOLDSCHIEDER F. K., WAITE L. J., 1986, Sex differences in the entry into marriage, *American Journal of Sociology*, 92(1), p. 91-109.

- GOLDSTEIN J. R., KENNEY C. T., 2001, Marriage delayed or marriage forgone? New cohort forecasts of first marriage for US women, *American Sociological Review*, 66(4), p. 506-519.
- GOODE W. J., 1963, *World Revolution and Family Patterns*, New York, The Free Press.
- GUANGDONG PROVINCIAL REGULATIONS ON POPULATION AND FAMILY PLANNING REVISED, 2016, Chinese original, accessed at <http://rsc.sysu.edu.cn/Article/ctrlbirth/laws/201610/7622.html>
- HU F., XU Z., CHEN Y., 2011, Circular migration, or permanent stay? Evidence from China's rural-urban migration, *China Economic Review*, 22(1), p. 64-74.
- HUANG Y., TANG W., MU Y., LI X., LIU Z., WANG Y., LI M., LI Q., DAI L., LIANG J., ZHU J., 2016, The sex ratio at birth for 5,338,853 deliveries in China from 2012 to 2015: A facility-based study, *PLoS One*, 11(12), e0167575.
- JI Y., 2015, Between tradition and modernity: 'Leftover' women in Shanghai, *Journal of Marriage and Family*, 77(5), p. 1057-1073.
- JI Y., YEUNG W., 2014, Heterogeneity in contemporary Chinese marriage, *Journal of Family Issues*, 35(12), p. 1662-1682.
- JONES G. W., HULL T. H., MOHAMAD M., 2011, *Changing Marriage Patterns in Southeast Asia: Economic and Socio-Cultural Dimensions*, Abingdon, Routledge.
- KALMIJN M., 2007, Explaining cross-national differences in marriage, cohabitation, and divorce in Europe, 1990-2000, *Population Studies*, 61(3), p. 243-263.
- KANEKO R., 2003, Elaboration of the Coale-McNeil nuptiality model as the generalized log gamma distribution: A new identity and empirical enhancements, *Demographic Research*, 9(10), p. 223-262.
- KNIGHT J., LI S., SONG L., 2006, The rural-urban divide and the evolution of political economy in China, in Boyce J. K., Cullenberg S., Pattanaik P. K., Pollin R. (eds.), *Human Development in the Era of Globalization: Essays in Honor of Keith B. Griffin*, Northampton, MA, Edward Elgar, p. 44-63.
- LAMBERT P. C., 2007, Modeling of the cure fraction in survival studies, *The Stata Journal*, 7(3), p. 351-375.
- LEE J. Z., WANG F., 1999, *One Quarter of Humanity: Malthusian Mythology and Chinese Realities, 1700-2000*, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- LESTHAEGHE R., 2010, The unfolding story of the second demographic transition, *Population and Development Review*, 36(2), p. 211-251.
- LICHTER D. T., MCLAUGHLIN D. K., RIBAR D. C., 2002, Economic restructuring and the retreat from marriage, *Social Science Research*, 31(2), p. 230-256.
- LUI L., 2018, Marital power in inter-*hukou* families in China: An intersectionality approach, *Journal of Family Issues*, 39(5), p. 1165-1190.
- MARE R. D., WINSHIP C., 1991, Socioeconomic change and the decline of marriage for blacks and whites, in Jencks C., Peterson P. E. (eds.), *The Urban Underclass*, Washington DC, The Brookings Institution, p. 175-202.
- MCDONALD P., 1994, Families in developing countries: Idealized morality and theories of family change, in Cho L.-J., Yada M. (eds.), *Tradition and Change in the Asian Family*, Honolulu, East-West Center, p. 19-28.
- MCLANAHAN S., CASPER L., 1995, Growing diversity and inequality in the American family, in Farley R. (ed.), *State of the Union: America in the 1990s*, vol. 2, New York, Russel Sage Foundation, p. 1-45.
- NIE H., XING C., 2011, *When City Boy Falls in Love With Country Girl: Baby's Hukou, Hukou Reform, and Inter-Hukou Marriage*. Retrieved from http://conference.iza.org/conference_files/ReLabEco2010/xing_c5544.pdf

- OPPENHEIMER V. K., 1988, A theory of marriage timing, *American Journal of Sociology*, 94(3), p. 563-591.
- OPPENHEIMER V. K., 1997, Women's employment and the gain to marriage: The specialization and trading model, *Annual Review of Sociology*, 23, p. 431-453.
- OPPENHEIMER V. K., LEW V., 1995, Marriage formation in the eighties: How important was women's economic independence? in Mason K.O., Jensen A. (eds.), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford, Clarendon Press, p. 105-138.
- PALMER M., 2007, Transforming family law in post-Deng China: Marriage, divorce and reproduction, *The China Quarterly*, 191, p. 675-695.
- PARSONS T., BALES R. F., 1955, *Family, Socialization and Interaction Process*, Glencoe, IL, Free Press.
- PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA, 2001, 中华人民共和国人口与计划生育法, [The Population and Birth Planning Law of the PRC]. Original text retrieved from http://www.gov.cn/banshi/2005-08/21/content_25059.htm
- PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA, 2015, *The Population and Birth Planning Law of the PRC*. Original text retrieved from http://www.npc.gov.cn/npc/xinwen/2015-12/28/content_1957360.htm
- PIOTROWSKI M., TONG Y., ZHANG Y., CHAO L., 2016, The transition to first marriage in China, 1966–2008: An examination of gender differences in education and hukou status, *European Journal of Population*, 32(1), p. 129-154.
- RALEY K. R., 2000, Recent trends and differentials in marriage and cohabitation: The United States, in Waite L., Bachrach C., Hindin M., Thomson E., Thornton A. (eds.), *The Ties that Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation*, Hawthorne, NY, Aldine de Gruyter, p. 19-39.
- RAYMO J. M., 2003, Educational attainment and the transition to first marriage among Japanese women, *Demography*, 40(1), p. 83-103.
- TIAN F. F., 2013, Transition to first marriage in reform-era urban China: The persistent effect of education in a period of rapid social change, *Population Research and Policy Review*, 32(4), p. 529-552.
- TIEN Y. H., 1983, Age at marriage in the People's Republic of China, *The China Quarterly*, 93, p. 90-107.
- VAN DER VALK M. H., 1957, The registration of marriage in communist China, *Monumenta Serica*, 16(1–2), p. 347-359. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/40725540>
- YAN Y., 2002, Courtship, love and premarital sex in a north China village, *The China Journal*, 48, p. 29-53.
- YANG H., 2000, A comparative analysis of China's permanent and temporary migration during the reform period, *International Journal of Social Economics*, 27(3), p. 173-193.
- YU J., XIE Y., 2015, Changes in the determinants of marriage entry in post-reform urban China, *Demography*, 52(6), p. 1869-1892.
- ZHANG G., GU B., 2007, Recent changes in marriage patterns, in Zhao Z., Guo F. (eds.), *Transition and Challenge: China's Population at the Beginning of the 21st Century*, Oxford, Oxford University Press.
- ZHAO Z., XU Q., YUAN X., 2017, Far below replacement fertility in urban China, *Journal of Biosocial Science*, 49(Special Issue S1), p. S4-S19.

Kim Qinzi Xu • ÉVOLUTIONS ET DÉTERMINANTS DE LA PRIMO-NUPTIALITÉ EN RÉPUBLIQUE POPULAIRE DE CHINE : UNE PERSPECTIVE HISTORIQUE

Tout au long de l'histoire de la République populaire de Chine, l'âge au mariage n'a cessé d'augmenter sous l'effet des politiques étatiques et des évolutions socioéconomiques, sans que le mariage ne perde de son attrait. Simultanément, le célibat définitif subi par certains groupes de population – dû à un déséquilibre du rapport des sexes sur le marché matrimonial et aux préférences de genre en termes de choix du conjoint – fait l'objet d'une inquiétude croissante. Cette étude utilise une analyse de survie de type *cure* afin de modéliser conjointement les déterminants de la probabilité et du calendrier du premier mariage. Nous évaluons les évolutions du mariage parmi plusieurs générations successives à l'aide de données provenant de multiples vagues de l'Enquête sociale générale sur la Chine. Les résultats suggèrent que, pour la plupart des cohortes d'hommes et de femmes, un faible niveau d'éducation correspond à des mariages précoces, mais avec de moindres chances de se marier tout au long de la vie. Pour les plus jeunes cohortes d'hommes, le fait de résider dans des provinces moins développées est associé à une entrée dans le mariage plus précoce, mais à une probabilité réduite de se marier. Parmi les plus jeunes cohortes de femmes, habiter une grande ville apparaît comme le principal facteur d'affaiblissement de l'intensité du mariage.

Kim Qinzi Xu • CHANGING PATTERNS AND DETERMINANTS OF FIRST MARRIAGE OVER THE HISTORY OF THE PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

Throughout the history of the People's Republic of China, age at marriage has increased as a result of state policy intervention and socioeconomic changes, although the popularity of marriage remains undiminished. At the same time, concern is growing over forced lifelong singlehood among segments of the population, which is due to a sex ratio imbalance in the marriage market and gender differentiation in mate preferences. To address that research gap, this study adopts cure survival analysis to jointly model the determinants of first-marriage likelihood and timing. Data from multiple rounds of the Chinese General Social Survey are used to assess changes in marriage over successive birth cohorts. The results suggest that, among most male and female cohorts, a lower level of education is linked with younger ages at marriage, although with lower chances of ever marrying. For younger male cohorts, residence in less developed provinces is found to be associated with earlier marriage entry but reduced marriage likelihood. Among younger female cohorts, living in metropolitan cities stands out as the most important factor in reducing marriage propensity.

Kim Qinzi Xu • EVOLUCIÓN Y DETERMINANTES DE LA PRIMO-NUPTIALIDAD EN LA REPÚBLICA POPULAR DE CHINA: UNA PERSPECTIVA HISTÓRICA

A lo largo de la historia de la República Popular de China, la edad al matrimonio ha ido aumentando como consecuencia de las políticas públicas y de los cambios socio-económicos, aunque el matrimonio en sí no ha perdido su atractivo. Al mismo tiempo existe una inquietud creciente frente a la soltería definitiva que afecta a ciertos grupos de la población, debida a un *sex ratio* desequilibrado en el mercado matrimonial y a las diferencias de género en la elección del cónyuge. Este estudio utiliza el análisis de supervivencia de tipo *cure* para modelizar conjuntamente los determinantes de la probabilidad y del calendario del primer matrimonio. Gracias a los datos provenientes de múltiples oleadas de la Encuesta General Social china hemos podido observar los cambios en el matrimonio a lo largo de generaciones sucesivas. Los resultados muestran que un bajo nivel de educación está asociado, tanto en los hombres como en las mujeres, a un matrimonio precoz pero también a una mayor soltería definitiva. En las cohortes masculinas más jóvenes, residir en una provincia poco desarrollada se acompaña de un matrimonio más precoz y de una probabilidad menor de casarse. En las cohortes femeninas más jóvenes, residir en una gran ciudad constituye el principal factor que disminuye la probabilidad de casarse.

Mots-clés : mariage, Chine, cohorte, modèles de survie *cure*, modèles de survie Kaplan Meier

Keywords: marriage, China, cohort, cure survival models, split-population survival models

