

L'ÉCART D'ÂGE ENTRE ÉPOUX EN ESPAGNE : TENDANCES DE LONG TERME, 1922-2006

Albert Esteve, Clara Cortina, Anna Cabré

Institut national d'études démographiques (INED) | « Population »

2009/1 Vol. 64 | pages 183 à 213

ISSN 0032-4663

Article disponible en ligne à l'adresse :

<http://www.cairn.info/revue-population-2009-1-page-183.htm>

Pour citer cet article :

Albert Esteve *et al.*, « L'écart d'âge entre époux en Espagne : tendances de long terme, 1922-2006 », *Population* 2009/1 (Vol. 64), p. 183-213.
DOI 10.3917/popu.901.0183

Distribution électronique Cairn.info pour Institut national d'études démographiques (INED).

© Institut national d'études démographiques (INED). Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.



Albert ESTEVE*, Clara CORTINA**, Anna CABRÉ***

L'écart d'âge entre époux en Espagne : tendances de long terme, 1922-2006

La répartition des écarts d'âge entre conjoints résulte des préférences des hommes et des femmes, mais elle dépend aussi des effectifs relatifs d'hommes et de femmes susceptibles de se marier. Albert ESTEVE, Clara CORTINA et Anna CABRÉ étudient cette question dans le cas de l'Espagne, à partir des séries longues de mariages établies depuis 1922, grâce à une reconstitution des mariages et de la population de célibataires selon l'âge. La proportion de couples dont les conjoints ont le même âge (homogames) augmente dans les années 1970, au moment où la nuptialité baisse. Depuis quelques années, l'asymétrie des âges au mariage diminue et les couples où la femme est plus âgée que l'homme sont moins rares. Les limites des indicateurs par âge lorsque les âges au mariage se modifient conduisent les auteurs à utiliser des âges relatifs pour mettre en évidence la hausse de l'homogamie et de la symétrie du marché matrimonial. Confirmant des résultats observés dans d'autres pays, notamment ceux présentés pour l'Angleterre et le Pays de Galles par Máire Ní Bhrolcháin dans Population (n° 6, 2000), les auteurs montrent que ces évolutions ne résultent pas de la modification de la structure par âge de la population de chaque sexe, mais d'un changement des préférences des hommes et des femmes quant à l'âge de leurs conjoints. Les résultats les plus récents indiquent une tendance à la baisse de l'homogamie qui reste à confirmer.

Dans les sociétés occidentales, l'homogamie d'âge (proximité des âges du mari et de la femme) est rarement étudiée car généralement tenue pour acquise, contrairement à d'autres caractéristiques de l'assortiment des conjoints (appartenance ethnique, religion ou statut socioéconomique). Dans les pays développés,

* Chercheur « Ramon y Cajal » du ministère espagnol de l'Éducation et de la Science au Centre d'Etudis Demogràfics.

** Centro de Ciencias Humanas y Sociales, Consejo Superior de Investigaciones Científicas.

*** Universitat Autònoma de Barcelona et Centre d'Estudis Demogràfics.

Une version antérieure de cet article a été présentée lors du congrès annuel de la Population Association of America à New York, en 2007.

Correspondance : Albert ESTEVE PALÓS, Centre d'Estudis Demogràfics, Universitat Autònoma de Barcelona, Bellaterra, 08193 España, tel : (34) 93 581 30 60, courriel : aesteve@ced.uab.es

les femmes mariées ont en moyenne deux à trois ans de moins que leur conjoint, du fait qu'elles se marient plus jeunes que les hommes. Comme des recherches antérieures l'ont montré, l'écart d'âge entre époux varie selon le rang du mariage et l'âge au mariage (Ní Bhrolcháin, 1992). Il est plus important à compter du deuxième mariage et, quel que soit son rang, il augmente (en valeur absolue) avec l'âge au mariage. Dans la plupart des pays développés, on a pu observer au XX^e siècle deux périodes concernant l'âge au mariage. Dans la première, qui correspond approximativement à la première moitié du siècle, l'âge au mariage et le célibat définitif ont eu tendance à reculer sous l'effet du développement de l'industrialisation et de l'urbanisation. Dans la seconde, qui commence à la fin des années 1960, ces tendances s'inversent : on observe une augmentation du mariage tardif et du célibat (Nations unies, 1990). Dans certains pays occidentaux, l'homogamie d'âge n'a cessé de s'accroître pendant le XX^e siècle (Bozon, 1991 ; Bozon et Héran, 2006 ; Ní Bhrolcháin, 1992 ; van Poppel *et al.*, 2001 ; Atkinson et Glass, 1985 ; Vanderschelden, 2006). Cependant, des résultats récents provenant des Pays-Bas (van Poppel *et al.*, 2001) et des États-Unis (Qian, 1998) révèlent une croissance de l'hétérogamie d'âge dans les dernières années du XX^e siècle et au début du XXI^e.

On peut classer les explications des différences d'âge au mariage entre hommes et femmes en deux ensembles distincts, selon que l'accent est mis sur le choix rationnel des individus ou sur les contraintes démographiques du marché matrimonial, c'est-à-dire la répartition par sexe et âge des conjoints potentiels.

Au niveau individuel, les modèles de choix rationnel de l'âge au mariage soulignent l'importance des qualités qu'un individu doit posséder pour être un bon candidat sur le marché matrimonial. Ces caractéristiques sont en principe déterminées par le mode de division du travail entre hommes et femmes au sein des ménages. Dans le modèle où l'homme subvient aux besoins du ménage, les femmes se marient plus tôt que les hommes. En effet, leur spécificité biologique, leurs expériences et leurs investissements en capital humain sont plus spécialement tournés vers la production d'enfants et de divers biens, requérant pour elles le mariage ou son équivalent (Becker, 1974, p. 77). Dans le modèle où chaque conjoint contribue au revenu du ménage, la répartition du temps entre les sphères économique et domestique est supposée équivalente pour les hommes et les femmes. Il n'y a pas de spécialisation des rôles, les investissements en capital humain sont les mêmes, et par conséquent les femmes se marient moins jeunes (Oppenheimer, 1988). L'amélioration de leur niveau d'instruction et leur entrée massive sur le marché du travail sont les principaux facteurs de l'égalisation progressive du calendrier du mariage pour chacun des sexes. Quel que soit le type d'union considéré, hommes et femmes évaluent leurs caractéristiques respectives dans l'objectif de maximiser le mieux-être escompté de leur mariage, et ils l'avancent, le retardent ou y renoncent, en fonction des probabilités de trouver un partenaire répondant à leurs attentes.

Alors que les économistes mettent l'accent sur le coût d'opportunité qui guide les acteurs dans leurs choix visant à maximiser le bien-être attendu, l'intérêt des démographes est essentiellement centré sur la distribution par sexe et âge du vivier des conjoints potentiels : les nombres d'hommes et de femmes susceptibles de se marier. Le concept de « pénurie de conjoints potentiels » (*marriage squeeze*) désigne un déséquilibre, absolu ou relatif, dans les effectifs d'hommes et de femmes en âge de se marier (Akers, 1967 ; Schoen, 1981). Des différences entre hommes et femmes en matière de mortalité ou de migration peuvent aisément créer des perturbations sur les marchés matrimoniaux locaux en faisant diminuer ou augmenter les effectifs masculins et féminins à certains âges. Outre la mortalité et les migrations, de fortes variations du nombre de naissances peuvent également influencer sur la structure par sexe et âge du marché matrimonial deux décennies plus tard, lorsque des générations creuses ou au contraire nombreuses atteignent l'âge de se marier, puisque les femmes présentent une tendance quasi universelle à se marier plus jeunes que les hommes (Akers, 1967 ; Cabré, 1993 et 1994). De nombreux travaux ont montré qu'historiquement, les déséquilibres sur le marché matrimonial ont été compensés à travers différents mécanismes. On constate généralement que le nombre de mariages est rarement affecté par une pénurie de conjoints potentiels, même dans les situations de crise (Henry, 1969 ; Bartiaux, 1994). Les candidats semblent s'adapter à la distribution par âge de la population de conjoints potentiels, et non en subir la contrainte. Les préférences d'âge s'ajustent aux fortes disparités des effectifs de partenaires disponibles (Ní Bhrolcháin, 2000).

La présente étude utilise les statistiques des registres de mariages pour procéder à une analyse descriptive à long terme de l'écart d'âge entre époux en Espagne de 1922 à 2006. Nous examinons pour commencer les relations entre l'homogamie des conjoints en termes d'âge, les tendances des remariages et l'âge au mariage des hommes et des femmes. Ensuite, au moyen d'une méthode de standardisation, nous décomposons l'évolution de l'écart d'âge entre conjoints lors du premier mariage en deux types d'effets : ceux résultant de changements dans la structure par sexe et âge et ceux tenant aux préférences des candidats en matière d'âge du partenaire. La durée de la période étudiée permet d'explorer ces relations dans une perspective de long terme à travers divers scénarios portant sur l'importance et la nature des remariages, les tendances de l'âge au mariage, et les fluctuations des effectifs de conjoints potentiels de chaque sexe présents sur le marché matrimonial en raison des effets de la guerre civile espagnole (1936-1939).

I. Données et méthodologies

Nous utilisons les données annuelles de nuptialité fournies par l'état civil espagnol, pour examiner l'écart d'âge entre conjoints dans le cadre des mariages hétérosexuels⁽¹⁾. Le tableau croisé des mariages par âge des conjoints permet de calculer différents indicateurs : le pourcentage de couples homogames, le coefficient d'asymétrie, c'est-à-dire le rapport du nombre de couples hypergames (où l'homme est plus âgé que sa femme) au nombre de couples hypogames (dans lesquels la femme est plus âgée que son mari) et les forces d'attraction entre les âges. L'année 1922 est la première pour laquelle des données sont disponibles. Auparavant, l'enregistrement de l'âge au mariage n'associait pas les deux époux, ce qui rend extrêmement difficile le calcul précis de leur différence d'âge. Les données des années 1922 à 1975 émanent des publications officielles du *Movimiento Natural de la Población* (MNP), qui diffuse les informations recueillies par l'état civil espagnol. À cause des perturbations provoquées par la guerre civile, aucune statistique n'est parue entre 1934 et 1940⁽²⁾. Pour les années 1976 à 2006, nous recourons aux fichiers de microdonnées provenant des registres de mariages. Ces fichiers recensent tous les mariages célébrés en Espagne, avec mention de l'âge et de l'état matrimonial des époux, ainsi que d'autres informations.

De 1922 à 1975, l'âge des conjoints est classé en groupes d'âges qui évoluent au cours du temps, avec des amplitudes variables. De 1976 à 2006, l'âge est précisé en années révolues. Au vu des données disponibles, et de façon à disposer de tableaux croisés standards et comparables des mariages selon l'âge des conjoints, nous utilisons des groupes d'âges quinquennaux pour classer les individus âgés de 15 à 39 ans, et un groupe décennal pour ceux de 40 à 49 ans. Estimer les indicateurs d'homogamie entre conjoints sur la base de groupes d'âges quinquennaux expose au risque de surestimer les niveaux réels, ou au contraire de les sous-estimer. Les travaux antérieurs ont rencontré des problèmes similaires (van Poppel *et al.*, 2001), mais nos propres tests sur la période 1976-2006, qui comparent les résultats obtenus sur la base des données détaillées par année d'âge à ceux obtenus avec des groupes quinquennaux, montrent qu'il n'y a pas de différence significative entre les deux approches, pour les tendances et les conclusions qui s'en dégagent. Nous y reviendrons lors de la présentation des différents indicateurs.

S'agissant de l'état matrimonial avant le mariage, nous souhaitons distinguer les premiers mariages des remariages. Selon notre définition, dans le cas d'un premier mariage, les deux conjoints sont célibataires au moment du mariage ; le concept de remariage s'applique à tous les couples dans lesquels au moins un conjoint est soit divorcé soit veuf au moment du mariage. Avant 1934 et

(1) Les mariages entre personnes de même sexe ont été légalisés en Espagne en 2005.

(2) Recaño et Muñoz (2001) ont estimé le nombre de mariages par état matrimonial pour la période 1934-1940, mais leurs estimations n'incluent pas les âges respectifs des conjoints.

depuis 1976, les mariages sont classés en fonction de l'état matrimonial des deux conjoints. Cette information n'ayant pas été rapportée entre 1941 et 1975, on ne connaît pas la distribution des mariages par âge et situation matrimoniale des conjoints pour cette période. Nous avons procédé par interpolation linéaire pour estimer la proportion des premiers mariages pour chaque combinaison d'âge des conjoints, en prenant comme points de référence les valeurs connues des cinq années antérieures à 1941 et des cinq années postérieures à 1975. L'hypothèse de linéarité repose elle-même sur deux hypothèses préalables. En premier lieu, la proportion des remariages n'a cessé de décroître suivant une tendance linéaire de 1922 à 1934, période durant laquelle on pouvait distinguer les premiers mariages, et la loi sur le divorce n'avait pas encore été votée. En second lieu, entre 1941 et 1975, la mortalité espagnole a reculé à un rythme constant. Cette approche nous permet d'observer une diminution régulière de la proportion des remariages sur la période considérée, pour chaque combinaison d'âge des conjoints.

Dans la deuxième partie de notre analyse, nous décomposons l'évolution de l'écart d'âge entre époux pour les premiers mariages en deux types d'effets : ceux résultant des changements dans la structure par sexe et âge du groupe des conjoints potentiels, et ceux découlant des préférences individuelles en matière d'âge du conjoint. Pour cela, nous utilisons la moyenne harmonique de Schoen pour obtenir un taux de nuptialité unique pour chaque combinaison d'âge des conjoints : la *force d'attraction* (Schoen, 1981, 1988). Le concept de force d'attraction offre l'avantage de prendre en compte la population soumise au risque, c'est-à-dire la population des individus « mariables », à l'inverse de la plupart des travaux consacrés à l'écart d'âge entre époux qui l'ignorent et se limitent aux personnes mariées. Les conclusions concernant les schémas de choix du conjoint, fondées sur l'analyse des personnes mariées, peuvent se révéler erronées si les caractéristiques de la population soumise au risque ne sont pas correctement intégrées dans les modèles. La réussite du modèle de la force d'attraction vient de sa capacité à relier le nombre effectif de mariages entre hommes et femmes d'un âge donné à une moyenne harmonique des populations d'hommes et de femmes mariables de ce même âge (Qian et Preston, 1993 ; Qian, 1998). D'aucuns reprochent au modèle de Schoen de ne pas prendre en compte les effets d'entraînement et de concurrence (Choo et Siow, 2006). Ces deux aspects restent néanmoins secondaires par rapport aux objectifs de notre étude, et l'utilisation que nous faisons de la force d'attraction en tant qu'indicateur des préférences d'âge sur une période donnée n'en est pas moins pertinente.

Voici l'expression mathématique de la force d'attraction de Schoen :

$$\alpha_{ij} = \frac{m_{ij}}{\frac{H_i F_j}{(H_i n) + (F_j n)}} \quad [1]$$

m_{ij} désigne les mariages entre hommes d'âge i et femmes d'âge j , H_i est le nombre d'hommes mariables d'âge i , F_j est le nombre de femmes mariables d'âge j et n est l'amplitude des groupes d'âges. Comme le montre l'équation ci-dessus, le nombre de mariages, au numérateur, est mis en relation avec le nombre de rencontres potentielles entre hommes mariables d'âge i et femmes mariables d'âge j . Pour citer Qian et Preston (1993, p. 494), la force d'attraction « traduit à la fois le taux de rencontres et la proportion de ces rencontres débouchant sur un mariage ».

Pour estimer cette force d'attraction, nous avons besoin, pour chaque année, de la répartition des premiers mariages (c'est-à-dire des mariages entre célibataires) selon l'âge des deux conjoints, ainsi que des effectifs de la population célibataire par sexe et âge. Nous avons déjà montré comment la distribution des premiers mariages a été obtenue. Expliquons à présent de quelle manière les chiffres de la population célibataire par sexe et par âge sont estimés pour la totalité de la période considérée (1922-2006).

Les valeurs de référence pour l'interpolation sont les effectifs de population par sexe, âge et état matrimonial qui proviennent de tous les recensements effectués entre 1900 et 2001 et des registres de population de 1975 et 1986⁽³⁾. Nous prenons les multiplicateurs de Karup-King (Shryock et Siegel, 1976) pour estimer les effectifs par année d'âge qui sont absents des données des recensements de 1900, 1910 et 1920, puisque les groupes d'âges retenus lors de ces recensements sont incompatibles avec les intervalles que nous utilisons ici.

Nous avons examiné plusieurs approches pour estimer, entre les recensements successifs, les proportions de célibataires de 15 à 49 ans. L'interpolation à partir du décompte des célibataires a été écartée. Le recours à une approche longitudinale n'a pas produit de résultats satisfaisants. Nous avons utilisé le modèle de nuptialité de Coale-McNeil pour estimer les proportions de célibataires par sexe, âge et génération. Mais, par manque de sensibilité aux événements historiques exceptionnels, ces ajustements n'ont pas produit de résultats fiables⁽⁴⁾. Nous avons finalement décidé d'interpoler les proportions de célibataires par âge et par sexe et de les appliquer aux estimations intercensitaires de population totale⁽⁵⁾. Nous avons interpolé sans difficulté les proportions de

(3) Nous n'avons pas utilisé les données du registre de population de 1996 parce que l'état matrimonial n'y est pas mentionné.

(4) Les valeurs connues étant insuffisantes, il était difficile d'appliquer le modèle de nuptialité de Coale-McNeil. Par conséquent, la sélection des paramètres était souvent trop arbitraire.

(5) Concernant la population totale, nous nous fondons sur les estimations par âge et par sexe présentées dans la thèse de doctorat d'Amand Blanes (2007). Ces estimations ont fait l'objet d'une double correction, qui porte à la fois sur les chiffres des recensements et sur les estimations intercensitaires. Premièrement, un vaste faisceau de mesures a été déployé pour corriger les chiffres des recensements : (i) alignement sur une date de référence unique (le 1^{er} janvier), (ii) correction des groupes d'âges ouverts, (iii) correction du problème de l'attraction de certains chiffres et des erreurs de déclaration d'âge, et (iv) correction du sous-enregistrement des enfants en bas âge et des personnes âgées. Deuxièmement, les séries de données sur les naissances, les décès et les migrations ont servi à estimer les effectifs de population intercensitaires. Pour les années antérieures à 1975, aucune statistique sur les migrations n'est disponible ; nous avons supposé que l'écart entre effectifs estimés et effectifs observés à la date du recensement était dû aux migrations, et nous l'avons donc

célibataires pour tous les âges. Nous avons utilisé les deux proportions connues à l'âge x pour les années t et $t + 10$ pour interpoler les valeurs intermédiaires. Les proportions estimées ont ensuite permis de calculer les effectifs de célibataires par sexe et par âge.

Il n'existe pas de méthode idéale pour valider la pertinence de cette approche. Nous avons élaboré une méthode indirecte, qui consiste à comparer les nombres de mariages estimés d'après les variations des effectifs de célibataires avec les nombres de mariages figurant dans les statistiques officielles. Nous obtenons le nombre attendu de mariages en comparant les effectifs de célibataires d'âge x l'année t à ceux d'âge $x + 1$ l'année $t + 1$, compte tenu de la mortalité et des migrations. Ce chiffre est ensuite comparé au chiffre officiel du registre d'état civil espagnol. Les écarts entre les nombres attendus et observés des premiers mariages parmi les 15-49 ans sont relativement faibles, et les coefficients de corrélation entre les deux séries relativement élevés (0,90 pour les hommes et 0,83 pour les femmes). Les différences les plus importantes sont observées pour les catégories les plus âgées, mais elles sont négligeables dans la population plus jeune, au sein de laquelle ont lieu la plupart des mariages.

II. Résultats

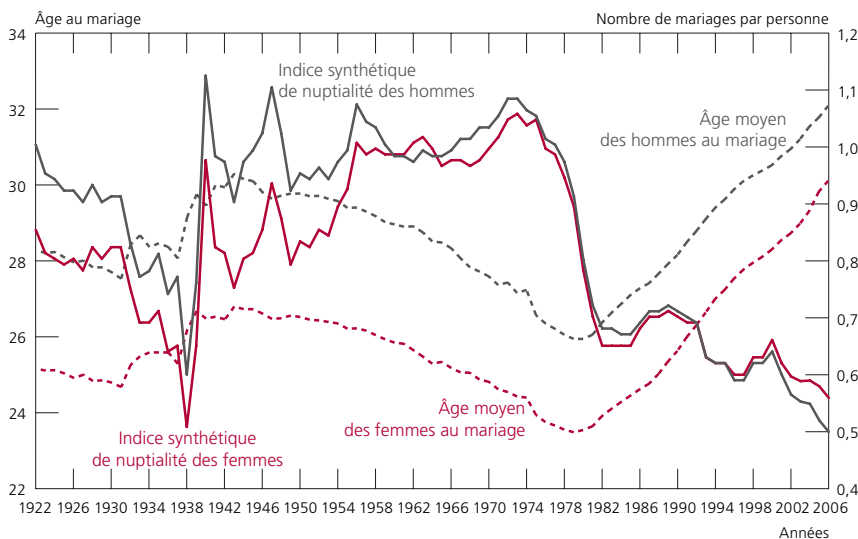
La nuptialité dans l'Espagne du XX^e siècle

Pour étudier l'écart d'âge entre époux dans l'Espagne du XX^e siècle, nous commençons par examiner les tendances de l'intensité et du calendrier du mariage. La figure 1 présente l'indice synthétique de nuptialité et l'âge moyen au mariage pour les hommes et les femmes (sur la base des taux de nuptialité des 15-49 ans) entre 1922 et 2006. L'évolution du calendrier de mariage, semblable pour les deux sexes, comporte quatre phases distinctes : i) l'âge moyen du mariage a décliné des années 1920 au milieu des années 1930, où ce mouvement a été interrompu par la crise économique qui a suivi le krach de 1929 aux États-Unis (Miret, 2002), puis sous l'effet de la guerre civile espagnole (1936-1939) ; ii) la crise économique et la guerre expliquent l'augmentation spectaculaire de l'âge au mariage des hommes comme des femmes qui s'est poursuivie durant les années d'après-guerre, et s'est accompagnée d'un net recul de l'indice synthétique de nuptialité ; iii) l'âge moyen au mariage a diminué entre les années 1950 et les années 1970, reculant de 30 à 26 ans pour les hommes et de 27 à 24 ans pour les femmes ; iv) à partir de la fin des années 1970, les statistiques de l'âge au mariage révèlent un report significatif et durable du mariage, pour atteindre en 2006 un âge moyen plus élevé qu'à aucun autre moment du siècle précédent.

Les tendances du calendrier de la nuptialité ne sont pas totalement corrélées aux évolutions de l'indice synthétique de nuptialité. La figure 1 fait clairement apparaître les changements soudains de cet indice qui résultent d'événements exceptionnels, tels que la guerre civile espagnole : une forte diminution entre

1937 et 1939, suivie d'une augmentation spectaculaire, mais éphémère, en 1940. L'indice est resté faible pendant les années d'après-guerre et a commencé à se redresser dans les années 1960 jusqu'au milieu des années 1970, où il a atteint son plus haut niveau. Il a ensuite décliné rapidement sous l'effet de la crise économique, pour se stabiliser à un niveau faible dans un nouveau contexte : l'expansion de la cohabitation sans mariage en Espagne (Domingo, 1997 ; Nazio, 2008 ; Castro Martín, 2003).

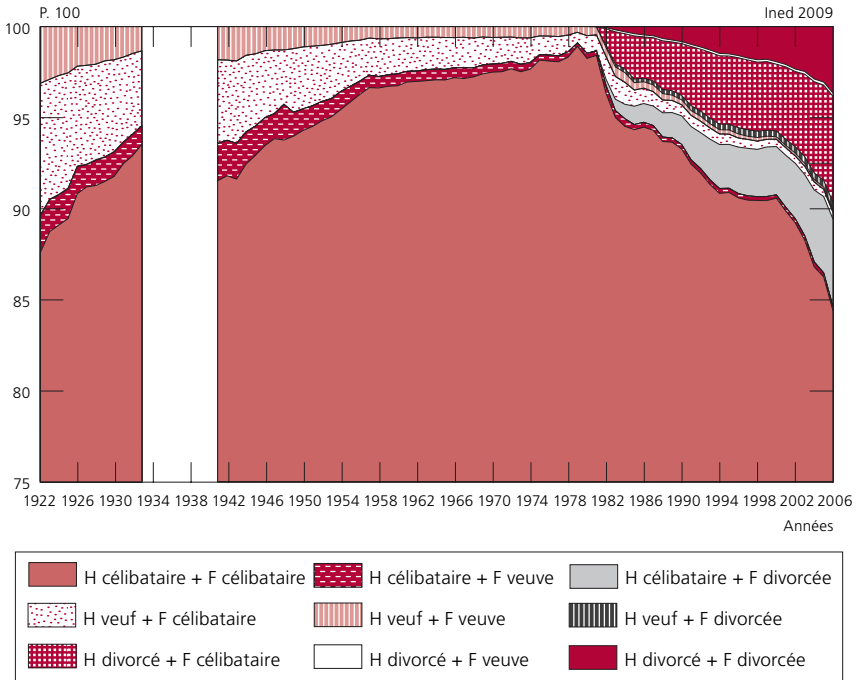
Figure 1. Indice synthétique de nuptialité et âge moyen au mariage pour les hommes et les femmes en Espagne, de 1922 à 2006



Sources : Miret (2002) et calculs des auteurs d'après les statistiques de l'état civil et les recensements de population.

La figure 2 montre la distribution des mariages en fonction de l'état matrimonial des époux entre 1922 et 2006. On constate que lorsque l'indice synthétique de nuptialité était élevé, les mariages entre célibataires (premiers mariages) représentaient plus de 97 % de l'ensemble des mariages. Inversement, la proportion des remariages a augmenté durant les deux périodes de faible nuptialité, à savoir les années 1920 et 1930, et les trois dernières décennies. Néanmoins, sur ces deux périodes, les remariages sont associés à des combinaisons différentes d'état matrimonial des conjoints : avant la guerre civile et dans les années d'après-guerre, ces remariages ne concernaient que des veufs, mais, depuis 1982 et après l'adoption de la loi espagnole sur le divorce (1981), la majorité des remariages sont le fait d'hommes et de femmes divorcés. De 1982 à 2006, les mariages entre divorcés ont ainsi représenté plus de 90 % des remariages. Le remariage après veuvage a reculé, car la proportion des veufs et veuves comme leur propension à se remarier sont plus faibles qu'au début du XX^e siècle.

Figure 2. Distribution des mariages selon l'état matrimonial des époux en Espagne, de 1922 à 2006

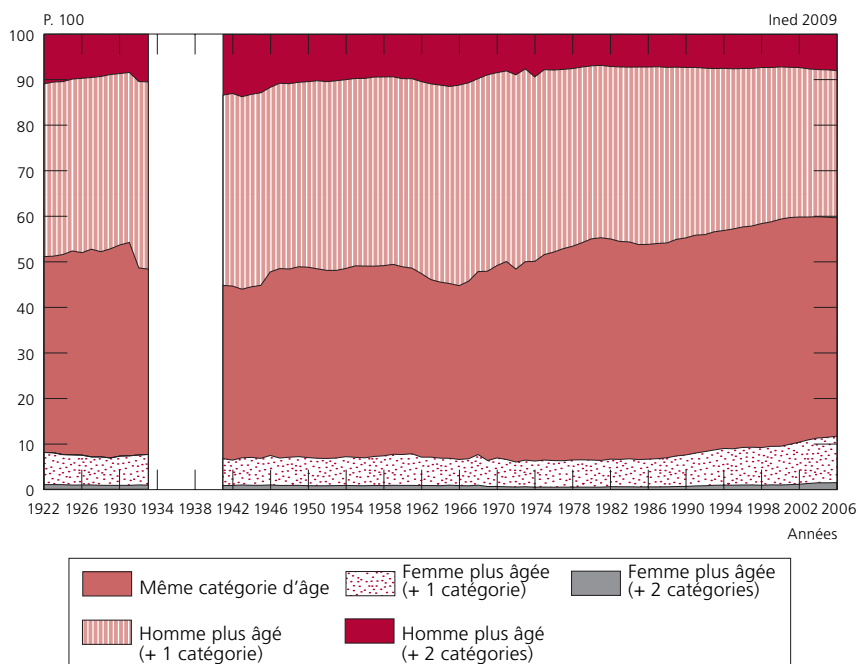


L'écart d'âge entre époux en Espagne au XX^e siècle

La figure 3 présente la répartition des mariages célébrés en Espagne selon l'écart d'âge entre les époux. Étant donné que nous regroupons l'âge au mariage en catégories quinquennales et décennales, nous appelons couples homogames ceux dont les deux conjoints appartiennent à la même catégorie d'âge, même s'ils n'ont pas exactement le même âge, et nous considérons comme hétérogames les couples formés de conjoints appartenant à des catégories d'âge différentes. À l'évidence, cette façon de procéder est susceptible à la fois de sous-estimer et de surestimer les niveaux d'homogamie, car faute de pouvoir être estimées à partir des âges précis en années révolues, les différences d'âge entre époux doivent être calculées sur la base de groupes d'âges prédéfinis de cinq ou dix ans. Si les couples homogames étaient définis comme ceux dont les deux conjoints ont exactement le même âge, la proportion de couples homogames serait inférieure à celle observée sur la figure 3. Pour les couples hétérogames, certains risques existent aussi : un écart d'un an entre époux relevant de groupes d'âges différents amène à classer ce couple comme hétérogame, alors que des écarts d'âge beaucoup plus grands peuvent être constatés au sein du même groupe et néanmoins conduire à classer le couple comme homogame. Pour vérifier la fiabilité de cette

méthode, nous avons comparé la tendance de l'homogamie obtenue en travaillant avec des groupes d'âge quinquennaux et décennaux à celle obtenue avec des catégories d'âge d'un an entre 1976 et 2001, années pour lesquelles nous disposons de ces informations. Comme c'était le cas dans d'autres études (van Poppel *et al.*, 2001), la différence entre les deux approches est minime. Même si une définition restreinte de l'homogamie suppose des couples homogames moins nombreux, les tendances au fil du temps sont aussi révélatrices, et ce quelle que soit la définition retenue. Ce constat s'applique à d'autres indicateurs présentés ici. Afin de préserver la comparabilité, nous conserverons la même structure des groupes d'âges pour l'ensemble de la période.

Figure 3. Distribution de l'ensemble des mariages selon l'écart d'âge entre époux en Espagne, de 1922 à 2006



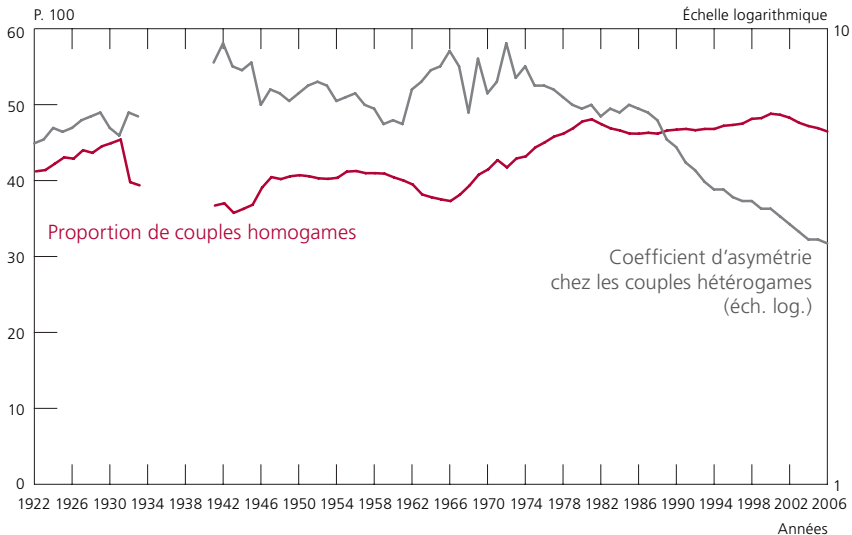
Note : les catégories d'âge retenues sont de 5 ans entre 15 et 39 ans, et de 10 ans entre 40 et 49 ans. Pour 2 % de l'ensemble des mariages, la différence d'âge n'est pas connue ou est de 3 catégories et plus. Ces mariages ne sont pas pris en compte dans la figure 3.

Source : Statistiques de l'état civil espagnol, 1922-2006.

La figure 3 montre des constantes tout au long de la période étudiée, à savoir le poids des couples homogames, ainsi que, parmi les couples hétérogames, la proportion considérable de mariages dans lesquels l'homme se trouve dans la catégorie d'âge immédiatement supérieure à celle de la femme. Cette proportion est jusqu'à cinq fois plus élevée que celle des mariages dans lesquels l'épouse se trouve dans la catégorie d'âge immédiatement supérieure à celle de

son mari. Au-delà de ces constantes, trois épisodes intéressants se dégagent de l'analyse. Premièrement, la proportion de mariages homogames a reculé dans les années qui ont précédé et suivi la guerre civile (1936-1939), passant de 47 % en 1931 à 38 % dix ans plus tard. Le niveau de 1931 n'a été retrouvé qu'en 1977. Deuxièmement, dans les années 1960, la proportion de mariages où l'homme était le plus âgé (mariages hypergames) était supérieure à celle des décennies précédentes et suivantes, tandis que la proportion de mariages homogames était plus faible. Ces changements ont coïncidé avec l'arrivée sur le marché matrimonial des générations creuses nées pendant et après la guerre civile⁽⁶⁾. Troisièmement, des années 1970 à nos jours, la proportion des mariages homogames a augmenté, parallèlement à la diminution de la proportion de mariages hypergames et la légère hausse des mariages hypogames (où l'épouse est plus âgée que le mari). Plus précisément, la proportion de mariages hypogames dans lesquels la femme se trouve dans la catégorie d'âge immédiatement supérieure à celle de l'homme est passée de 6 % en 1980 à 10 % en 2006. Cette tendance est manifestement le signe d'un rapprochement des âges des conjoints parmi les couples récemment mariés. Depuis quelques décennies, le nombre de mariages hypergames tend à décroître constamment, et l'âge au mariage augmente peu à peu pour les hommes comme pour les femmes (figure 1).

Figure 4. Proportion de couples homogames et coefficient d'asymétrie chez les couples hétérogames (hypergamie/hypogamie) en Espagne, de 1922 à 2006 (tous mariages)



Champ : mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.

Source : Statistiques de l'état civil espagnol, 1922-2006.

(6) En Espagne, le nombre des naissances a fortement reculé pendant cette période, passant de 613 691 en 1936 à 419 848 en 1939.

La figure 4 présente deux indicateurs qui synthétisent les informations de la figure 3 et dont il sera question dans les sections suivantes. Ces indicateurs apportent des renseignements utiles sur les schémas bruts concernant l'écart d'âge entre époux, et ne sont pas entièrement redondants avec la figure 3. À ce stade, nous cherchons à montrer comment l'homogamie a évolué au fil du temps, indépendamment des facteurs qui l'ont influencée. C'est pourquoi les indicateurs nets de l'homogamie obtenus à partir de modèles log-linéaires, ou plus précisément des forces d'attraction, revêtent moins d'intérêt. L'indicateur synthétique de l'assortiment des conjoints en termes d'âge choisi initialement était l'écart d'âge moyen entre époux. Les résultats ont montré qu'à compter des années 1940, l'écart d'âge a eu tendance à se resserrer, tombant de 3,5 ans à cette époque à 2,1 en 2006. Ce mouvement de long terme n'a été interrompu que durant les années 1960, décennie pendant laquelle l'écart s'était creusé. Bien que ces résultats ne diffèrent pas significativement de ceux présentés ici, l'écart d'âge moyen pourrait masquer certaines tendances sous-jacentes dont on peut mieux rendre compte en utilisant simultanément comme indicateurs la proportion de couples homogames et le coefficient d'asymétrie chez les couples hétérogames.

C'est la proportion de couples homogames que nous utilisons comme indicateur synthétique de l'homogamie d'âge. Dans un tableau de contingence à deux variables ordonnées (croisant l'âge du mari avec celui de la femme), les couples homogames se trouvent sur la diagonale. Pour chaque année, la proportion de couples homogames est égale à la somme de tous les mariages situés sur la diagonale, divisée par le nombre total de mariages. Nous prenons comme indicateur synthétique de l'asymétrie entre hommes et femmes chez les couples hétérogames le rapport entre les mariages hypergames (où le mari est le plus âgé) et les mariages hypogames (où la femme est la plus âgée). Pour obtenir cet indicateur, nous calculons le rapport entre les sous-totaux des triangles supérieur et inférieur à la diagonale de notre tableau.

La proportion de couples homogames a varié de 36 % (minimum) en 1944 à 49 % (maximum) en 2000. De 1922 jusqu'à la fin des années 1960, le taux d'homogamie d'âge a avoisiné 40 %. Il s'est accru de 1922 à 1931, et a nettement reculé en 1932. Pendant la deuxième moitié des années 1930 et malgré l'absence de données sur cette période, il a probablement baissé, parallèlement à la chute de la nuptialité (figure 1). Du milieu des années 1940 à la fin des années 1950, l'homogamie est restée constante, elle a diminué dans les années 1960, puis augmenté tout au long des années 1970. En revanche, durant les années 1980 et 1990, le pourcentage de couples homogames est resté inchangé, n'affichant qu'une légère tendance ascendante, hormis les trois dernières années.

De 1922 à la fin des années 1970, le coefficient d'asymétrie chez les couples hétérogames a oscillé autour de 7 à 8 couples hypergames pour un couple hypogame. En d'autres termes, les hommes qui épousaient des femmes plus jeunes qu'eux étaient huit fois plus nombreux que les femmes qui se mariaient

à des hommes plus jeunes qu'elles. De la fin des années 1970 à 2006, le coefficient d'asymétrie n'a cessé de décroître (passant de 7 en 1979 à 3,4 en 2006), ce qui signifie un accroissement de la symétrie entre hommes et femmes. Nous entendons par symétrie l'absence de différence significative entre les deux sexes dans la prise en compte de l'âge lors du choix d'un conjoint. Comme le montre la figure 4, une symétrie plus grande ne signifie pas nécessairement qu'il y a davantage de couples homogames, mais plutôt que le nombre et la distribution des mariages hypogames se rapprochent de ceux des mariages hypergames.

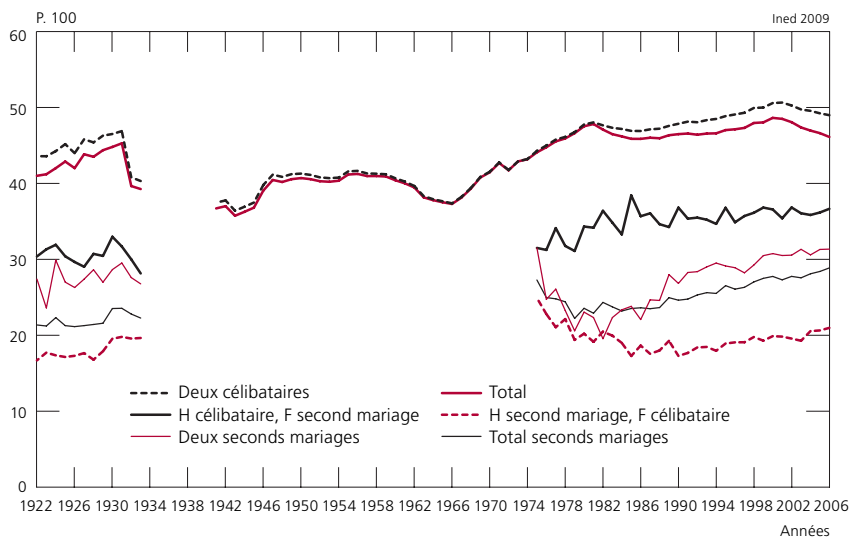
En gardant à l'esprit les tendances affichées par ces deux indicateurs, examinons à présent leur relation avec le rang du mariage et l'âge au mariage.

Il n'est pas nécessaire de présenter dans un seul et même graphique les tendances de l'âge au mariage (figure 1), des remariages (figure 2), ainsi que de l'homogamie et de l'asymétrie entre hommes et femmes (figure 4) pour démontrer que la corrélation n'est que partielle entre ces éléments. Ni l'augmentation du nombre de remariages ni le retard des mariages n'ont eu l'effet attendu, à savoir réduire l'homogamie entre les époux au cours des vingt dernières années. Cependant, des années 1940 aux années 1970, la raréfaction des remariages et la baisse de l'âge au mariage sont cohérents avec l'accroissement de l'homogamie d'âge. En observant plus précisément ces relations, on découvre quelques indices permettant de comprendre ce manque de corrélation sur les deux dernières décennies du XX^e siècle.

Le rang du mariage est un facteur clé qui affecte l'ensemble des schémas d'homogamie d'âge. Les données recueillies montrent que la différence d'âge moyenne entre époux est systématiquement plus grande dans les remariages que dans les premiers mariages. Les deuxièmes mariages sont donc moins homogames que les premiers : en effet, ils ont généralement lieu à des âges plus avancés et plus dispersés des conjoints. Plus grande est la proportion de remariages, plus fort est l'impact sur la proportion cumulée des mariages homogames.

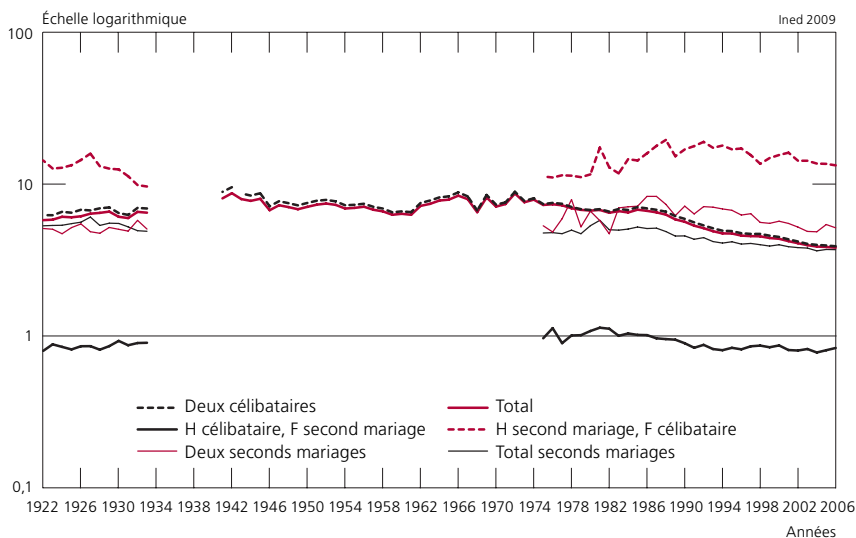
Les figures 5 et 6 illustrent les tendances de l'homogamie et de l'asymétrie chez les couples hétérogames pour l'ensemble des mariages, les premiers mariages et, lorsque ces données sont disponibles, les remariages. Ils sont eux-mêmes répartis en trois catégories : un homme célibataire épousant une femme divorcée ou veuve, une femme célibataire épousant un homme divorcé ou veuf, et une femme divorcée ou veuve épousant un homme divorcé ou veuf. Ce sont les remariages qui présentent la proportion d'homogamie la plus basse, mais, comme c'est le cas pour le coefficient d'asymétrie, leur impact sur la moyenne générale est faible. Même quand la différence entre les proportions pour les mariages de rang 1 et 2 est maximale, la proportion de mariages homogames dans l'ensemble des mariages ne s'écarte jamais de plus de 3 points de pourcentage de celle observée parmi les premiers mariages. Pour ces deux indicateurs, les tendances globales sont principalement déterminées par celles

Figure 5. Proportion de couples homogames par type de mariage en Espagne, de 1922 à 2006



Champ : mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.
Source : Statistiques de l'état civil espagnol, 1922-2006.

Figure 6. Coefficient d'asymétrie chez les couples hétérogames par type de mariage en Espagne, de 1922 à 2006



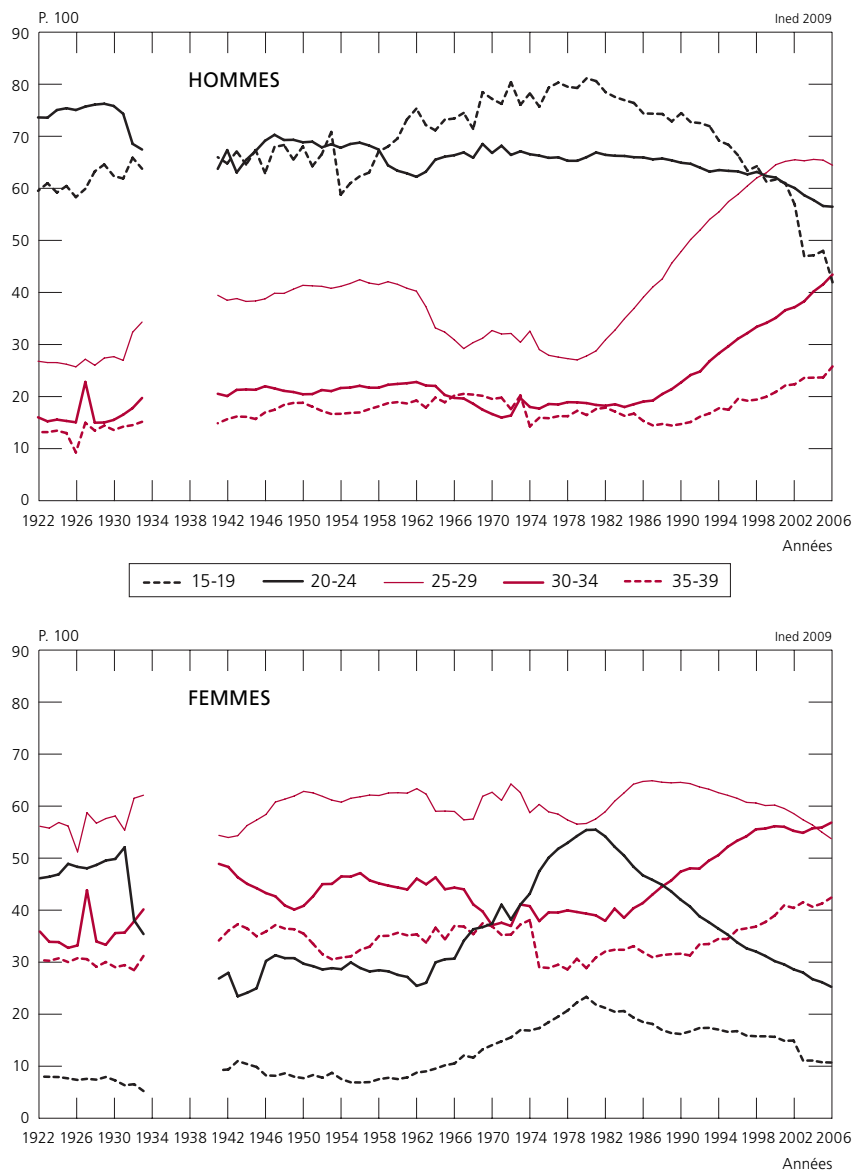
Champ : mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.
Source : Statistiques de l'état civil espagnol, 1922-2006.

des premiers mariages qui, entre 1922 et 2006, ont représenté plus de 85 % des mariages célébrés chaque année (comme le montre la figure 2). À mesure que les remariages deviennent plus fréquents, les niveaux d'homogamie d'âge des mariages de rang 1 et de rang 2 tendent à converger. L'homogamie est systématiquement plus élevée dans les mariages entre un homme célibataire et une femme divorcée ou veuve que dans ceux où un homme divorcé ou veuf épouse une femme célibataire, mais les proportions d'homogamie les plus fortes se trouvent dans les premiers mariages. Ces trente dernières années, la proportion d'homogamie n'a cessé de progresser dans les premiers mariages, excepté pour les trois dernières années où l'on note un léger recul.

Les remariages affichent des coefficients d'asymétrie assez différents selon la combinaison des états matrimoniaux des époux. Les hommes divorcés ou veufs qui épousent des femmes célibataires présentent systématiquement le plus fort niveau d'asymétrie. Le coefficient d'asymétrie pour cette combinaison est en moyenne trois fois plus élevé que celui des mariages entre célibataires (premiers mariages). Par ailleurs, ce sont les hommes célibataires épousant des femmes divorcées ou veuves qui présentent le coefficient d'asymétrie le plus équilibré, oscillant toujours autour de 1. Autrement dit, les hommes célibataires épousent à peu près aussi souvent une femme divorcée ou veuve plus jeune que plus âgée. Lorsque les deux époux sont divorcés ou veufs, le coefficient est similaire à celui des premiers mariages.

Examinons maintenant l'homogamie et l'asymétrie en fonction de l'âge au premier mariage pour les hommes et les femmes (figures 7 et 8). Si nous ne retenons ici que les premiers mariages, c'est pour pouvoir travailler avec un ensemble de données exempt d'interférences, car ces indicateurs montrent une distribution fortement asymétrique aux âges plus avancés lorsque nous incluons les remariages. L'examen des différences entre hommes et femmes fait apparaître des écarts significatifs pour les deux indicateurs. L'homogamie diminue lorsque les hommes se marient à un âge plus avancé, et augmente quand les femmes se marient plus tard (figures 7). En moyenne, 60 % des hommes se mariant avant l'âge de 20 ans épousent une femme du même groupe d'âges, tandis que seulement 10 à 20 % (selon l'année) des femmes se mariant avant 20 ans épousent un homme du même groupe d'âges. En revanche, à des âges au mariage plus avancés, entre 35 et 39 ans par exemple, 13 à 26 % des hommes épousent une femme du même âge, et 30 à 42 % des femmes épousent un homme du même âge. En d'autres termes, pour les trois premiers groupes d'âges où se concentrent la plupart des mariages, il existe une relation positive entre l'âge au mariage et l'écart d'âge moyen pour les hommes, alors que cette relation est négative pour les femmes (Esteve et Cortina, 2007 ; Ní Bhrolcháin, 1992). Par conséquent, plus les hommes se marient tard, plus l'homogamie d'âge diminue, alors qu'elle augmente lorsque les femmes se marient à un âge plus élevé, sauf si le schéma de l'homogamie selon l'âge au mariage se modifie.

Figure 7. Proportion de couples homogames parmi les premiers mariages selon le groupe d'âges et le sexe en Espagne, de 1922 à 2006



Champ : premiers mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.

Note : La catégorie 40-49 ans est exclue de cette analyse car elle ne peut être comparée aux groupes d'âges quinquennaux. Si le modèle d'homogamie était basé sur des groupes décennaux, on observerait de plus forts taux d'homogamie. Il y a par ailleurs très peu de premiers mariages à ces âges.

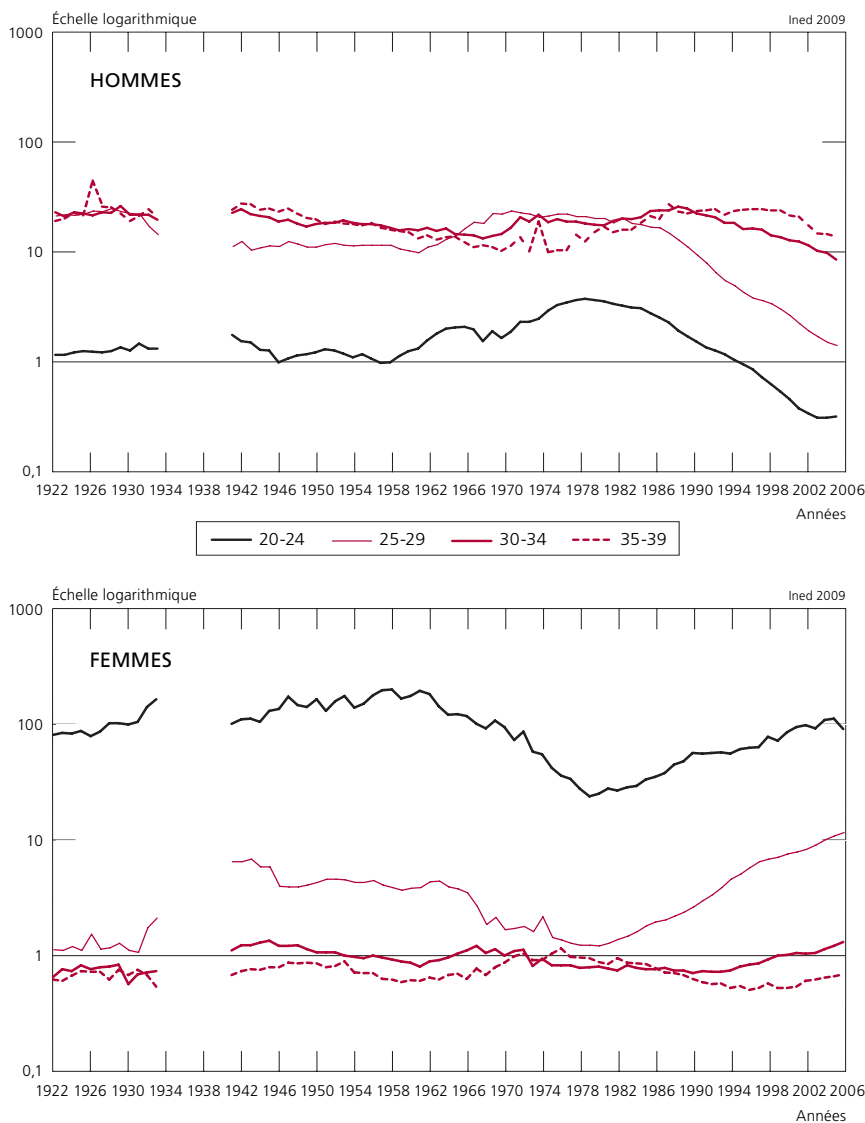
Source : Statistiques de l'état civil espagnol, 1922-2006.

Le coefficient d'asymétrie chez les couples hétérogames permet d'observer les tendances de la différence d'âge entre conjoints (figure 8). De même que pour l'homogamie, on constate des différences significatives entre hommes et femmes. Le coefficient d'asymétrie augmente avec l'âge au mariage des hommes et diminue avec celui des femmes. Autrement dit, lorsque les hommes se marient plus tard, ils épousent plus souvent une femme plus jeune qu'eux, tandis que, quand les femmes se marient plus tard, elles sont moins susceptibles d'épouser un homme plus vieux qu'elles. Le coefficient d'asymétrie le plus élevé se trouve chez les femmes qui ont entre 20 et 24 ans au moment du mariage. Celles-ci épousent en grande majorité des hommes de groupes d'âges supérieurs.

Pour les hommes comme pour les femmes, le coefficient d'asymétrie est resté inchangé entre 1922 et le début des années 1960, à l'exception de la seconde moitié des années 1930 et le début des années 1940 où on observe un accroissement du coefficient d'asymétrie pour les femmes de 25 à 29 ans, âges auxquels la grande majorité des femmes se mariaient alors. Cette fluctuation explique la diminution de l'homogamie et la croissance du coefficient d'asymétrie observées sur l'ensemble des mariages pendant cette période (figure 4), où l'âge au mariage des hommes et des femmes a également augmenté (figure 1). On peut en conclure que les statistiques de ces années sont le reflet de mariages qui auraient dû se conclure quelques années auparavant, mais que les couples se sont vus contraints de retarder en raison des circonstances exceptionnelles de l'époque. Au moment de leur mariage, ces femmes présentaient les caractéristiques (en termes de choix du conjoint) qui auraient été observées si elles s'étaient mariées plus jeunes (sans report de date).

Des années 1960 à la fin des années 1970, cependant, le coefficient d'asymétrie en fonction de l'âge au mariage a commencé à augmenter pour les hommes et à diminuer pour les femmes, après quoi la tendance s'est complètement inversée : le coefficient d'asymétrie s'est mis à décliner chez les hommes et à croître chez les femmes. Ces tendances sont parfaitement corrélées avec celles de l'âge au mariage (figure 1), qui a connu une forte diminution pour les hommes et les femmes entre le début des années 1960 et la fin des années 1970, et n'a cessé d'augmenter depuis lors. On peut expliquer ce phénomène par la pression grandissante que subissent les femmes jeunes lorsque plus d'hommes se marient jeunes : ils ont tendance à épouser des femmes du même groupe d'âges, qui, autrement, se seraient mariées à des hommes plus âgés. En conséquence, les hommes plus âgés sont forcés de s'adapter à la forte pression exercée sur les femmes des classes d'âge dans lesquelles ils vont habituellement chercher leur épouse en se mariant à des femmes encore plus jeunes, augmentant par là même le coefficient d'asymétrie. À l'inverse, compte tenu du grand nombre d'hommes qui se marient jeunes, les femmes ont tendance à épouser des hommes de leur âge, ce qui réduit le coefficient d'asymétrie et augmente la proportion d'homogamie (comme on l'a vu dans les figures 7 et 8, surtout parmi les femmes de 20 à 29 ans).

Figure 8. Coefficient d'asymétrie chez les couples hétérogames parmi les premiers mariages selon l'âge et le sexe en Espagne, de 1922 à 2006



Champ : premiers mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.

Note : le coefficient d'asymétrie est défini comme le rapport entre les couples hypergames (le mari appartient à un groupe d'âges plus élevé que celui de la femme) et les couples hypogames (où la femme est d'un groupe d'âges plus élevé que celui de son mari). Puisque les couples situés à chacune des extrémités de la distribution d'âge ne peuvent présenter qu'une des caractéristiques, nous ne pouvons calculer cet indicateur. Par exemple, les femmes ayant moins de 20 ans au moment de leur mariage vont épouser un homme soit de leur catégorie d'âge (homogamie), soit d'une catégorie plus âgée (hypergamie), l'hypogamie étant impossible pour cette catégorie d'âge.

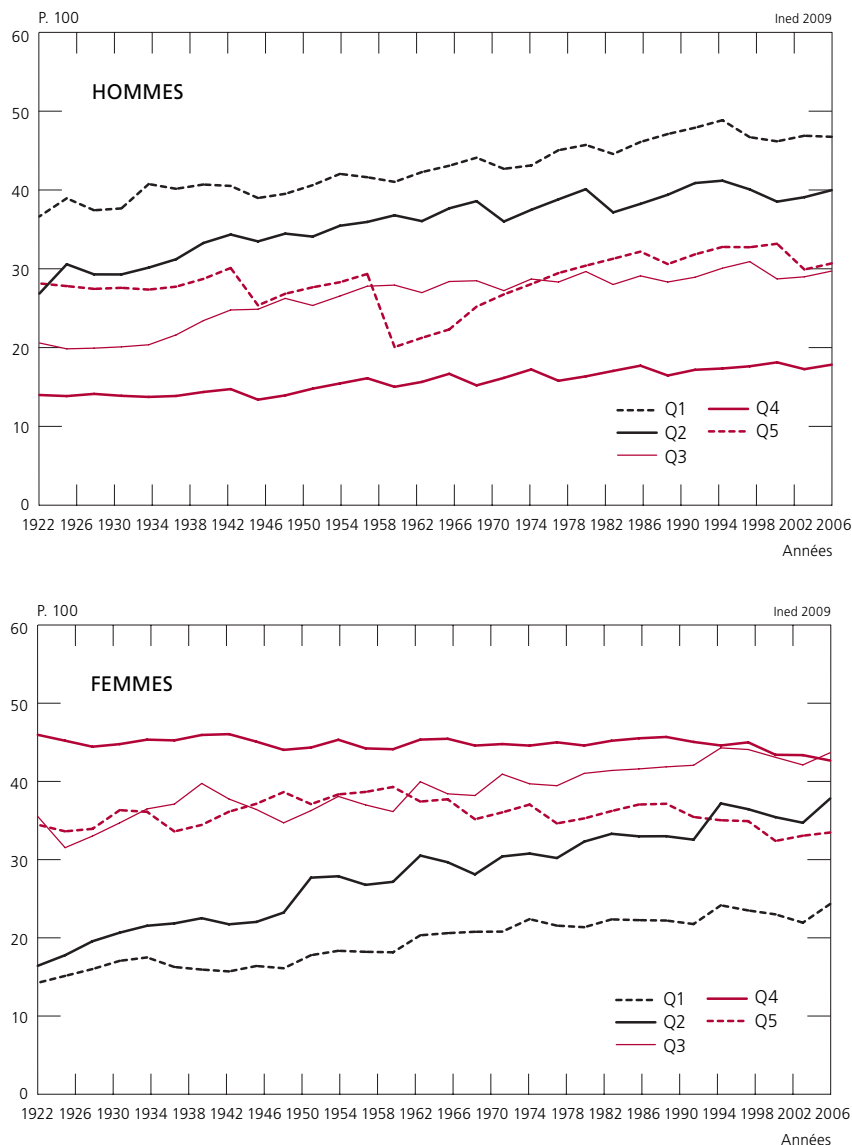
Source : Statistiques de l'état civil espagnol, 1922-2006.

Si l'on observe une augmentation de l'âge au mariage aussi bien pour les hommes que pour les femmes, les rares femmes qui se marient jeunes auront tendance à épouser des hommes plus âgés que lorsque les mariages étaient plus précoces. Parmi les femmes, nous constatons donc que les différences dans le coefficient d'asymétrie aux âges de 20-24 ans et 25-29 ans augmentent significativement depuis la fin des années 1970. Une augmentation analogue existe pour les autres groupes d'âges, mais de façon moins prononcée. Parmi les hommes, le coefficient d'asymétrie commence à décroître parce qu'il y a de moins en moins de femmes qui se marient jeunes. En 2006 par exemple, les hommes âgés de 25 à 29 ans épousent plus rarement des femmes plus jeunes, alors que c'était encore le cas en 1980.

En résumé, la tendance globale observée pour l'homogamie d'âge et l'asymétrie entre hommes et femmes (figure 4) résulte de la combinaison des évolutions de ces deux indicateurs en fonction de l'âge au mariage (figures 7 et 8) et de la distribution des conjoints par âge au mariage, c'est-à-dire du calendrier du mariage (synthétisé par l'âge moyen au moment du mariage dans la figure 1). La raison pour laquelle le coefficient d'asymétrie a diminué pendant les quarante dernières années est à rechercher dans les évolutions combinées du calendrier de mariage et de l'écart d'âge entre époux selon l'âge au mariage. Par exemple, durant les vingt dernières années, l'âge au mariage a augmenté pour les hommes comme pour les femmes, tandis que l'homogamie d'âge augmentait pour les premiers mariages. Une hausse de l'âge moyen au mariage implique que les niveaux d'homogamie et d'asymétrie observés aux âges élevés ont davantage d'influence sur les valeurs moyennes que dans les années antérieures. Toutes choses égales par ailleurs, on devrait constater l'effet inverse, à savoir une baisse de l'homogamie et une hausse de l'asymétrie entre hommes et femmes. Néanmoins, les variations de l'homogamie et de l'asymétrie en fonction de l'âge au mariage se sont modifiées. En d'autres termes, les hommes se marient aujourd'hui plus tardivement, mais la différence d'âge avec leur épouse décroît (moindre asymétrie entre hommes et femmes) et les femmes se marient désormais plus tard, à des âges auxquels on observe les plus faibles écarts d'âge entre hommes et femmes (asymétrie la plus faible).

Pour neutraliser l'effet parasite que peut avoir l'évolution de l'âge au mariage sur la distribution observée de l'homogamie et de l'asymétrie entre hommes et femmes en fonction de l'âge au mariage, nous réexaminons cette relation, mais sur la base d'une nouvelle classification de l'âge au mariage : nous classons celui-ci en cinq groupes comprenant chacun approximativement 20 % des cas (quintiles). Le premier quintile masculin regroupe les mariages des 20 % d'hommes les plus jeunes, quel que soit l'âge de leur épouse, et ainsi de suite. Nous procédons de même pour les femmes. Chaque groupe ne contient pas exactement 20 % des cas, puisque que nous ne disposons pas de données suffisamment détaillées sur l'âge. Nous limitons cette analyse à la période 1976-2006 pour laquelle nous connaissons l'âge précis en années révolues. Tirant parti de ces données détaillées,

Figure 9. Proportion de couples homogames au premier mariage selon l'âge (classé en quintiles) et le sexe en Espagne de 1976 à 2006

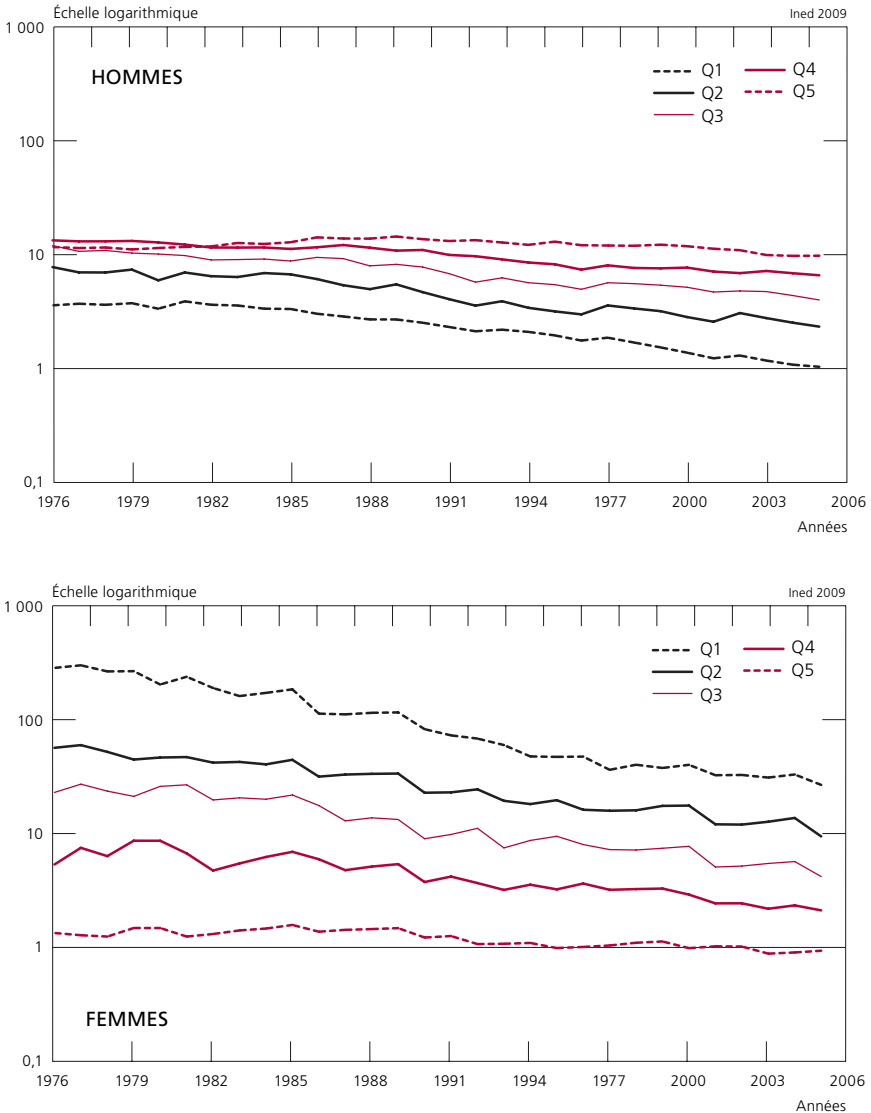


Champ : premiers mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.

Note : les quintiles représentent la population étudiée classée par âge au premier mariage et divisée en 5 groupes. Par exemple, le premier quintile féminin (Q1) est composé des premiers mariages des 20 % de femmes les plus jeunes, le dernier quintile masculin (Q5) est composé des premiers mariages des 20 % d'hommes les plus âgés.

Source : Statistiques de l'état civil espagnol, 1976-2006.

Figure 10. Coefficient d'asymétrie chez les couples hétérogames au premier mariage, selon l'âge (classé en quintiles) et le sexe en Espagne, de 1976 à 2006



Champ : premiers mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.

Source : Statistiques de l'état civil espagnol, 1976-2006.

nous avons légèrement modifié notre définition de l'homogamie. Nous considérons dorénavant comme homogames les couples dans lesquels la différence d'âge entre époux va de 0 à 2 ans en valeur absolue. Les écarts plus importants caractérisent les couples hétérogames.

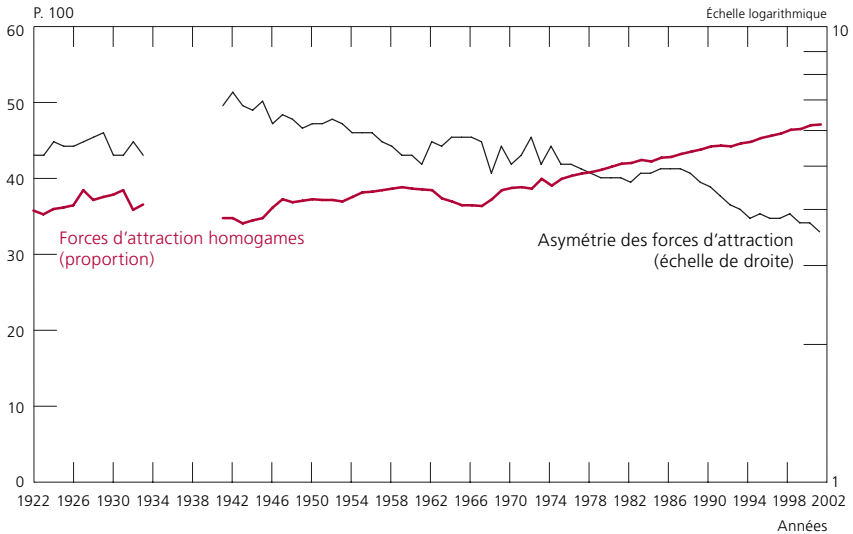
Les figures 9 et 10 montrent l'homogamie et l'asymétrie par quintile et par sexe. À l'exception des 20 % d'hommes et de femmes les plus âgés, on observe une relation stable entre l'homogamie et l'âge au mariage. Plus les hommes se marient jeunes, plus ils ont tendance à être homogames, et plus les femmes se marient jeunes, moins elles ont tendance à être homogames. Pour les hommes comme pour les femmes, on observe que la proportion de mariages homogames tend à croître quel que soit l'âge au mariage. On trouve des résultats similaires pour le coefficient d'asymétrie, mais en sens opposé. Premièrement, ce coefficient diminue avec l'âge au mariage pour les hommes et augmente pour les femmes. Deuxièmement, on observe une diminution régulière de l'asymétrie entre hommes et femmes à tous les âges, et pour chaque sexe. En résumé, après avoir éliminé les effets dus aux variations de l'âge au mariage au fil du temps entre hommes et femmes, l'homogamie et l'asymétrie présentent effectivement des tendances similaires.

Estimation des schémas d'écart d'âge entre époux selon trois scénarios de préférence d'âge au moyen de modèles de nuptialité à deux sexes

Jusqu'à présent, nous avons examiné en détail les tendances de l'écart d'âge entre époux pour les mariages célébrés en Espagne sur l'ensemble du XX^e siècle, mais nous n'avons rien dit des facteurs associés à ces schémas. Nous avons seulement mentionné des circonstances historiques permettant de situer dans le temps certains changements observés dans les tendances globales de l'homogamie, et examiné les variations de ces tendances selon le rang du mariage et l'âge des hommes et des femmes au mariage. Nous allons maintenant décomposer les comportements observés en termes d'homogamie d'âge en effets produits par la structure par sexe et âge de la population soumise au risque d'une part, et effets produits par les préférences individuelles, mesurées par la force d'attraction d'autre part. Par exemple, la prise en compte des conditions du marché matrimonial permettrait d'évaluer dans quelle mesure les variations observées de l'homogamie et de l'asymétrie dans les années 1960 ont résulté d'une rupture d'équilibre dans la structure par sexe et âge de la population soumise au risque, en raison de l'arrivée sur le marché matrimonial des générations creuses nées pendant et après la guerre civile espagnole. Outre la mortalité et les migrations, les variations du nombre de naissances vivantes peuvent aussi, selon leur intensité et leur durée, affecter la structure par sexe et âge du marché matrimonial deux décennies plus tard, lorsque des générations plus ou moins nombreuses atteignent l'âge de se marier. Étant donné que les hommes épousent quasi universellement des femmes plus jeunes qu'eux, la diminution du nombre de naissances aboutit à une situation dans laquelle une génération masculine prête à se marier est plus nombreuse que les générations féminines qui la suivent.

Nous utilisons le modèle de la moyenne harmonique de Schoen (également connu sous le nom de « force d'attraction » ; Schoen, 1981 et 1988) pour estimer le nombre de mariages qui auraient eu lieu si les préférences en matière d'âge du conjoint étaient restées les mêmes sur toute la période.

Figure 11. Indicateurs d'homogamie et d'asymétrie des forces d'attraction en Espagne, de 1922 à 2001



Champ : mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.

Sources : calculs des auteurs basés sur les statistiques de l'état civil espagnol (1922-2001) et les recensements de population.

Nous calculons la force d'attraction pour chaque sexe et chaque âge au mariage. On suppose que l'ensemble complet des forces d'attraction pour une année donnée reflète les préférences en matière d'âge du conjoint pour cette année. Pour chaque année, nous construisons deux indicateurs synthétiques de ces préférences : le degré d'homogamie et le niveau d'asymétrie chez les couples hétérogames (hypergames/hypogames). L'indicateur d'homogamie est la somme des forces d'attraction (α_{ij} telles que définies dans l'équation 1) où i égale j , divisée par la somme de toutes les forces d'attraction. C'est le poids relatif des forces d'attraction de la diagonale (couples homogames) par rapport à l'ensemble. Cet indicateur varie entre 0 et 1. L'indicateur d'asymétrie est le rapport entre la somme des forces d'attraction pour lesquelles $i > j$ (le mari est plus âgé que son épouse) et la somme des forces d'attraction pour lesquelles $i < j$ (le mari est plus jeune que sa femme).

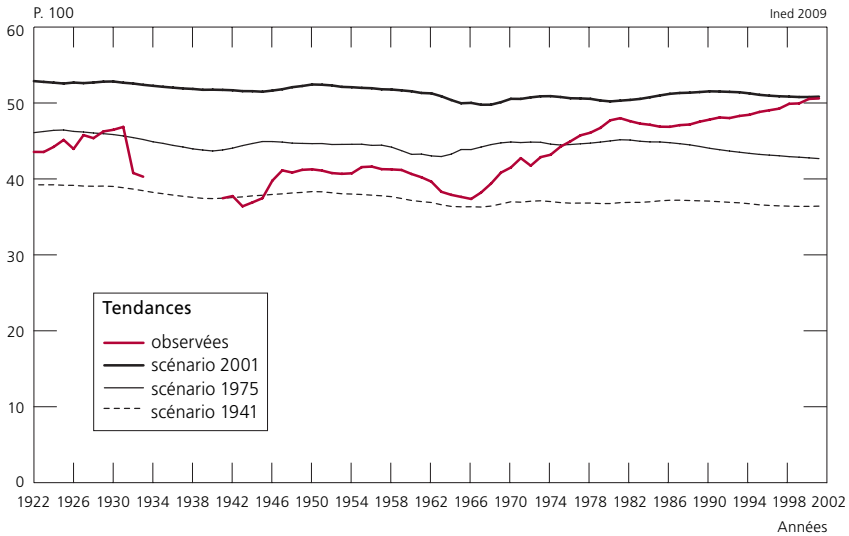
Ces deux indicateurs apparaissent dans la figure 11. Les années de référence sélectionnées pour les scénarios de préférence d'âge, afin d'estimer la différence d'âge attendue, tiennent compte des valeurs de ces deux indicateurs. Le scénario de référence 1941 représente le niveau le moins élevé d'homogamie et le niveau d'asymétrie le plus important sur l'ensemble de la période. À l'autre extrémité, 2001 représente l'homogamie la plus forte associée à l'asymétrie la plus faible. Enfin, le scénario 1975 constitue le niveau intermédiaire entre 1941 et 2001 en termes d'homogamie et d'asymétrie, et sur l'ensemble de la période, c'est aussi l'année durant laquelle les mariages ont été les plus nombreux.

Les figures 12 et 13 montrent l'homogamie et l'asymétrie observées pour les premiers mariages en Espagne entre 1922 et 2001, ainsi que les valeurs attendues de ces paramètres sur la base de trois scénarios de référence en matière de préférence d'âge. Nous travaillons sur les premiers mariages car ils constituent la grande majorité des mariages, et par ailleurs les forces d'attraction des remariages sont difficiles à estimer avec précision. Pour obtenir les tendances attendues de l'homogamie et de l'asymétrie, nous calculons, chaque année, la force d'attraction pour chaque combinaison d'âges des conjoints. On suppose que la matrice des forces d'attraction dans sa totalité représente le scénario de référence des préférences d'âge. Chaque scénario de référence est ensuite appliqué à la population soumise au risque, pour chacune des années, afin d'estimer le nombre de mariages attendus pour chaque combinaison d'âges des époux. À partir de ces mariages, nous calculons les deux indicateurs suivant la méthode utilisée pour construire la figure 4. En comparant les tendances observées et attendues, on peut tirer certaines conclusions concernant l'effet des modifications de la structure par sexe et âge de la population soumise au risque sur l'écart d'âge moyen entre époux.

Plus précisément, les figures 12 et 13 présentent les tendances attendues de l'homogamie et de l'asymétrie à partir des scénarios de préférence d'âge de 1941, 1975 et 2001. Ces deux paramètres sont sensibles au scénario choisi comme référence. Le scénario 1941 présente une homogamie inférieure et une asymétrie supérieure à ceux de 1975 et 2001. Les différences entre les scénarios s'expliquent par deux facteurs : l'importance de l'homogamie et le degré d'asymétrie entre hommes et femmes dans les préférences d'âge. Comparativement à 1975 et 2001, c'est dans le scénario de 1941 que les hommes affichent la tendance la plus marquée à épouser des femmes plus jeunes qu'eux et que les hommes comme les femmes sont les moins enclins à épouser quelqu'un du même âge. L'asymétrie diminue et l'homogamie augmente en même temps que les écarts d'âge moyens se réduisent.

À partir de ces variations dans les tendances attendues, nous concluons que des changements dans la structure par sexe et âge du marché matrimonial ont un effet minime sur l'évolution de l'homogamie et de l'asymétrie entre hommes et femmes. Ces évolutions sont principalement imputables à d'autres types de facteurs, qui relèvent pour l'essentiel des comportements individuels. Concernant l'homogamie, on constate un écart de 15 points de pourcentage entre les valeurs minimales et maximales dans les tendances observées, tandis que cet écart est inférieur à 4 points dans les tendances estimées. Pour le coefficient d'asymétrie, l'amplitude de variation des valeurs observées est de 4,5 points, et de moins de 1 point pour les tendances attendues. L'écart entre les minima et les maxima des valeurs attendues pour chacun des trois scénarios se révèle relativement faible. Les trois scénarios présentent la même évolution générale au fil du temps. Si l'on tenait compte uniquement de la structure par âge des hommes et femmes non mariés, on pourrait s'attendre à ce que l'homogamie ait légèrement diminué et l'asymétrie entre hommes et femmes légèrement augmenté entre 1922 et 2001.

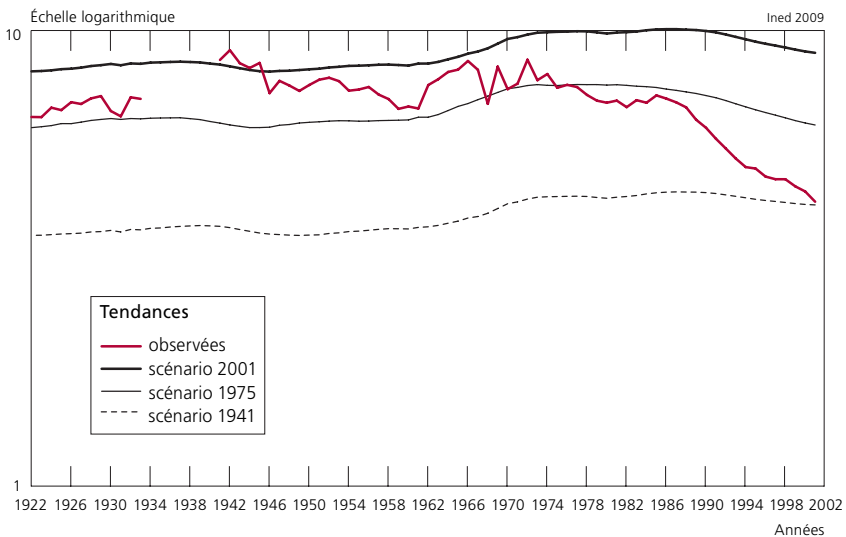
Figure 12. Tendances observées de l'homogamie pour les premiers mariages et attendues selon trois scénarios de référence en matière de préférence d'âge du conjoint en Espagne, de 1922 à 2001



Champ : mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.

Sources : calculs des auteurs basés sur les statistiques de l'état civil espagnol (1922-2001) et les recensements de population.

Figure 13. Tendances observées de l'asymétrie chez les premiers mariages hétérogames et attendues selon trois scénarios de référence en matière de préférence d'âge du conjoint en Espagne, de 1922 à 2001



Champ : mariages entre personnes âgées de 15 à 49 ans.

Sources : calculs des auteurs basés sur les statistiques de l'état civil espagnol (1922-2001)

Toutefois, les tendances attendues ne sont pas totalement lisses, ni pour l'homogamie ni pour l'asymétrie. Il y a des fluctuations de courte durée sur certaines périodes, plus ou moins prononcées selon la référence utilisée. Le scénario de 1975 fait apparaître deux brefs replis de l'homogamie à la fin des années 1930 et au milieu des années 1960, d'une ampleur moindre que ceux observés, mais approximativement sur la même période. Les variations observées de l'homogamie pour ces deux périodes sont nettement plus fortes que celles attendues, quel que soit le scénario de référence. L'ampleur et le calendrier de ces fluctuations varient selon le scénario choisi. Cet exemple suffit à conclure que les variations de la structure par sexe et âge de la population soumise au risque exercent une pression plus ou moins forte sur la dynamique du mariage, en fonction des degrés d'homogamie et de symétrie implicites dans les préférences d'âge. D'après notre méthode, cela signifie que l'évolution de l'homogamie sur ces années est due non seulement à la composition par sexe et âge de la population soumise au risque, mais surtout à des changements dans les préférences d'âge. En outre, les évolutions de l'homogamie ou de l'asymétrie dues aux variations de la composition de la population soumise au risque interviennent plus tôt ou plus tard, selon le calendrier de la nuptialité associé à chaque scénario de préférences d'âge. Le scénario de 1975, par exemple, est le premier des trois à anticiper la hausse de l'écart d'âge moyen observée dans les années 1960. Bien sûr, ces derniers résultats sont la conséquence de l'utilisation de scénarios différents pour la préférence d'âge. Ils sont cependant légitimes pour illustrer le fait que l'équilibre du marché matrimonial ne peut être défini uniquement sur la base de la structure par sexe et âge de la population, mais plutôt en termes de population mariable, telle qu'elle est déterminée par les préférences d'âge.

III. Synthèse et discussion

Notre analyse de l'écart d'âge entre époux en Espagne entre 1922 et 2006 confirme le fait que les mariages ont lieu principalement entre personnes d'âge similaire, le mari étant le plus souvent le plus âgé. L'homogamie d'âge a augmenté au cours du XX^e siècle, en particulier sur les trente dernières années, alors que les mariages traditionnels dans lesquels le mari est plus âgé que la femme deviennent moins courants. Dans des circonstances historiques exceptionnelles, les changements de la structure par sexe et âge des conjoints potentiels ont légèrement modifié le schéma d'écart d'âge, comme le montre cette analyse. Ce schéma s'explique pour l'essentiel par des facteurs comportementaux. La méthode de standardisation appliquée indique que les effets produits par les préférences individuelles en matière d'âge du conjoint ont manifestement plus de poids sur les variations de l'écart d'âge au mariage que les effets découlant de la structure par sexe et âge. Quel que soit le scénario de référence retenu, l'évolution attendue de l'homogamie est moins importante que l'évolution observée. Cette différence indique que la structure par sexe et âge de la population des candidats au mariage n'explique pas, à elle seule, les tendances de l'écart d'âge entre époux.

L'analyse des éléments composant la structure des écarts d'âge entre conjoints fait apparaître des différences importantes concernant l'état matrimonial des époux et l'âge au mariage. L'homogamie d'âge est moins forte pour les remariages que pour les premiers mariages, mais la différence d'âge moyenne cumulée ne change guère pour l'ensemble des mariages. La proportion de remariages a très fortement augmenté au cours des trois dernières décennies, mais son impact sur la différence d'âge moyenne totale reste assez faible, malgré le fait que les remariages sont en moyenne moins homogames que les premiers mariages.

L'âge au mariage s'avère également lié à l'homogamie : la relation est négative par rapport à l'âge du mari et positive par rapport à celui de la femme, ce qui signifie que l'écart d'âge moyen augmente lorsque les hommes se marient plus âgés et diminue lorsque les femmes se marient plus tard. Dans le contexte actuel où les mariages sont retardés, on s'attendrait à ce que cette relation inverse ait des effets de rééquilibrage, avec des schémas d'homogamie stables. Pourtant, le fait que l'âge au mariage soit plus tardif entraîne une évolution de l'écart d'âge entre époux, et fondamentalement une plus grande symétrie entre hommes et femmes à tous les âges.

À partir de ces observations, nous concluons que ni la structure par sexe et âge du marché matrimonial, ni la croissance des remariages n'expliquent l'augmentation de l'homogamie d'âge ou la diminution de l'asymétrie entre hommes et femmes observées ces trente dernières années. *In fine*, la plupart des changements s'expliquent essentiellement par des facteurs liés aux préférences et aux comportements.

Le modèle espagnol semble similaire à ceux d'autres pays européens (France, Pays-Bas) ou des États-Unis, où l'homogamie d'âge a également augmenté depuis le début du XX^e siècle (Bozon, 1991 ; Bozon et Héran, 2006 ; Ní Bhrolcháin, 1992 ; Van Poppel *et al.*, 2001 ; Atkinson et Glass, 1985 ; Vanderschelden, 2006). Comme mentionné dans l'introduction, les données sur les Pays-Bas et les États-Unis témoignent d'un accroissement de l'hétérogamie ces dernières années. L'effet de la cohabitation sur l'écart d'âge apparaît comme un facteur propice à une plus grande hétérogamie d'âge. La cohabitation devenant de plus en plus fréquente en Espagne (Nazio, 2008 ; Castro Martín, 2003), le schéma néerlandais et américain pourrait être perçu comme un précédent particulièrement instructif pour les années à venir. L'homogamie commence déjà à diminuer en Espagne depuis 2000, même si ce repli est presque imperceptible. Il serait prématuré de notre part de tirer une quelconque conclusion sur les causes de cet infime changement. Parallèlement à la montée de la cohabitation, l'âge au mariage continue de s'élever, comme les nombres de divorces et de remariages (Solsona et Simó, 2007). Ces tendances abaisseront-elles les niveaux d'homogamie ? Nous ne le savons pas encore, mais l'élévation importante de l'âge au mariage au cours des dernières décennies ne les a pas fait diminuer jusqu'à présent.

L'asymétrie entre hommes et femmes chez les couples hétérogames continuera-t-elle de diminuer ? Contrairement à l'homogamie, les tendances en matière d'asymétrie affichent un recul constant sur les trente dernières années, sans aucun signe d'inversion. Mais il faut ici être prudent et tenir compte d'autres aspects. Le plus fondamental d'entre eux est peut-être le rôle des migrations internationales. Au cours de la décennie écoulée, l'Espagne a enregistré une croissance importante, et qui s'est accélérée, de sa population étrangère. La population immigrée commence à avoir un impact considérable sur la dynamique démographique : la proportion de mariages impliquant au moins un conjoint étranger était de 4,7 % en 1996 et de 15,6 % en 2006 (Cortina *et al.*, 2008). Dans plus de 60 % des cas de mariage entre un étranger et un citoyen espagnol (premiers mariages et remariages), l'homme est espagnol et la femme est étrangère. Les différences d'âge moyennes entre époux sont systématiquement plus élevées que dans toute autre combinaison, et elles se sont creusées ces dix dernières années. Les prochaines recherches devraient s'intéresser à l'impact de l'exogamie sur le schéma général de l'homogamie d'âge à travers plusieurs types de changements : ceux que l'immigration induit dans la structure par sexe et âge du marché matrimonial, et ceux produits par les préférences en matière d'âge du conjoint quand celui-ci est un migrant international.

Remerciements : Cette étude a pu voir le jour grâce au soutien du ministère espagnol de l'Éducation et de la Science (projets de recherche sej2007-60014/soci et sej2006-002686/geog). Les auteurs remercient Daniel Devolder, Amand Blanes ainsi que les relecteurs anonymes pour leurs précieux conseils.

RÉFÉRENCES

- AKERS D. S., 1967, « On measuring the marriage squeeze », *Demography*, 2, p. 907-924.
- ATKINSON M. P., GLASS B. L., 1985, « Marital age heterogamy and homogamy, 1900-1980 », *Journal of Marriage and the Family*, 47, p. 685-691.
- BARTIAUX F., 1994, « Dénatalité et marché matrimonial. Le cas de l'Italie en 1930-1950 », *Population*, vol 49, n° 1, p. 91-118.
- BECKER G., 1974, « A theory of marriage », in : T. W. Schultz (éd.), *Economics of the Family*, Chicago - Londres, University of Chicago Press, p. 299-344.
- BLANES A., 2007, *La mortalidad en la España del siglo XX. Análisis demográfico y territorial*, thèse de doctorat, Departament de Geografia, Universitat Autònoma de Barcelona.
- BOZON M., 1991, « Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints. Une domination consentie », *Population*, vol. 46, n° 2, p. 327-360, et n° 3, p. 565-602.
- BOZON M., HÉRAN F., 2006, *La formation du couple : textes essentiels pour la sociologie de la famille*, Paris, La Découverte, 267 p.
- CABRÉ A., 1993, « Volverán tórtolos y cigüeñas », in : L. Garrido et E. Gil Calvo (eds.), *Estrategias familiares*, Madrid, Alianza Editorial, p. 113-131.
- CABRÉ A., 1994, « Tensiones inminentes en los mercados matrimoniales », in : J. Nadal (ed.), *El mundo que viene*, Madrid, Alianza Editorial, p. 37-62.
- CASTRO MARTÍN T., 2003, « Matrimonios de hecho, de derecho y en eterno aplazamiento: La nupcialidad española al inicio del siglo XXI », *Sistema*, 175-176, p. 89-112.
- CHOO E., SIOW A., 2006, « Estimating a marriage matching model with spillover effects », *Demography*, 43(3), p. 463-490.
- CORTINA C., ESTEVE A., DOMINGO A., 2008, « Marriage patterns of the foreign-born population in a new country of immigration: The case of Spain », *International Migration Review*, 42(4), p. 877-902.
- DOMINGO A., 1997, *La formación de la pareja en tiempos de crisis: Madrid y Barcelona, 1975-1995*, thèse de doctorat inédite, Departamento de Sociología II, Universidad Nacional a Distancia.
- ESTEVE A., CORTINA C., 2007, « ¿Con quién se emparejan los españoles? Homogamia conyugal por edad, nivel de instrucción y origen geográfico », in : A. Cabré et al., *Constitución familiar en España*, Madrid, Fundación Banco Bilbao Vizcaya, p. 93-138.
- HENRY L., 1969, « Schémas de nuptialité : déséquilibre des sexes et âge du mariage », *Population*, vol 24, n° 6, p. 1067-1122.
- MIRET P., 2002, *La primonupcialidad en España durante el siglo XX*, thèse de doctorat inédite, Departamento de Sociología II, Universidad Nacional a Distancia.
- NATIONS UNIES, 1990, *Patterns of First Marriage. Timing and Prevalence*, New York, United Nations.
- NAZIO T., 2008, *Cohabitation, Family and Society*, London, Routledge.

- NÍ BHROLCHÁIN M., 1992, « Age difference asymmetry and a two-sex perspective », *European Journal of Population*, 1, p. 23-46.
- NÍ BHROLCHÁIN M., 2000, « La flexibilité du marché matrimonial », *Population*, vol. 55, n° 6, p. 899-939.
- OPPENHEIMER V. K., 1988, « A theory of marriage timing », *The American Journal of Sociology*, 3, p. 563-591.
- POPPEL VAN F. *et al.*, 2001, « Love, necessity and opportunity: Changing patterns of marital age homogamy in the Netherlands », *Population Studies*, 1, p. 1-13.
- QIAN Z., 1998, « Changes in assortative mating. The impact of age and education, 1970-1990 », *Demography*, 3, p. 279-292.
- QIAN Z., PRESTON S., 1993, « Changes in American marriage, 1972 to 1987: Availability and forces of attraction by age and education », *American Sociological Review*, 58(4), p. 482-495.
- RECAÑO J., MUÑOZ F., 2001, « Homogeneización y modelización por sexo y edad de las series históricas de matrimonios de España, 1900-1974 », Barcelone, Centre d'Estudis Demogràfics, *Papers de Demografia*, n° 189.
- SCHOEN R., 1981, « The harmonic mean as the basis of a realistic two-sex marriage model », *Demography*, 2, p. 201-216.
- SCHOEN R., 1988, *Modeling Multigroup Populations*, New York, Plenum Press.
- SHRYOCK H. S., SIEGEL J. S. (éd.), 1976, *The Methods and Materials of Demography*, Orlando (Fl), Academic Press.
- SOLSONA M., SIMÓ C., 2007, « Evolución histórica del divorcio en España desde la aprobación de la ley de 1981 hasta la reforma de 2004 », in : A. Cabré *et al.*, *Constitución familiar en España*, Madrid, Fundación Banco Bilbao Vizcaya, p. 245-296.
- VANDERSCHULDEN M., 2006, « L'écart d'âge entre conjoints s'est réduit », *Insee Première*, 1073, p. 4.

Albert ESTEVE, Clara CORTINA, Anna CABRÉ • L'ÉCART D'ÂGE ENTRE ÉPOUX EN ESPAGNE : TENDANCES DE LONG TERME, 1922-2006

Cette étude s'appuie sur les statistiques des registres de mariages pour proposer une analyse descriptive à long terme de l'écart d'âge entre époux en Espagne, de 1922 à 2006. Nous examinons tout d'abord les relations entre l'écart d'âge des conjoints, les tendances des mariages de second rang et l'âge au mariage des hommes et des femmes. Ensuite, par une méthode de standardisation, nous décomposons l'évolution de l'écart d'âge au premier mariage en deux types d'effets : ceux résultant des changements dans la structure par sexe et âge et ceux découlant des préférences individuelles en matière d'âge du conjoint. Les résultats font apparaître un accroissement de l'homogamie d'âge au cours du XX^e siècle, principalement dans les trente dernières années, et un recul du mariage traditionnel, dans lequel le mari est plus âgé que sa femme. Même si l'analyse démontre que, dans des circonstances historiques exceptionnelles, les changements dans la composition par sexe et âge des populations de conjoints potentiels ont modifié les schémas d'écart d'âge entre époux, l'explication principale se trouve dans les facteurs liés aux préférences et aux comportements.

ALBERT ESTEVE, CLARA CORTINA, ANNA CABRÉ • LONG TERM TRENDS IN MARITAL AGE HOMOGAMY PATTERNS: SPAIN, 1922-2006

This paper uses marriage registration statistics to carry out a long-term descriptive analysis of age homogamy patterns in Spain, from 1922 to 2006. We first examine the relationships between marital age homogamy patterns, trends in second order marriages and age at marriage of men and women. Second, we apply a standardization method to decompose the changes of age homogamy among first marriages into the effects produced by changes in age-sex composition and those produced by the underlying age preferences of spouses. Results show that age homogamy increased during the 20th century, particularly in the last 30 years, while traditional marriages, in which the husband is older than the wife, are becoming less common. Although the analysis proves that under dramatic historical circumstances, changes in the age-sex composition of eligible partners modified age-assortative mating patterns, major responsibility of such patterns is to be found in behavioral factors.

ALBERT ESTEVE, CLARA CORTINA, ANNA CABRÉ • LA DIFERENCIA DE EDADES ENTRE ESPOSOS EN ESPAÑA : TENDENCIAS DE LARGO PLAZO, 1922 - 2006*

Este estudio se utilizan las estadísticas de los registros de matrimonios para proponer un análisis descriptivo a largo plazo de la diferencia de edades entre los esposos en España, de 1922 a 2006. En primer lugar examinamos las relaciones entre la diferencia de edades de los consortes, las tendencias de los matrimonios de segundo rango y la edad al casarse de los hombres y de las mujeres. Luego, por medio de un método de estandarización, desglosamos la evolución de la diferencia de edades en el primer matrimonio en dos tipos de efectos : los que resultan de los cambios en la estructura por sexo y edad y los que se desprenden de las preferencias individuales en materia de edad del consorte. Los resultados hacen aparecer un incremento de la homogamia de edad en el transcurso del siglo XX, principalmente en los últimos treinta años y un retroceso del matrimonio tradicional, en el cual el marido es mayor que su mujer. Aún si el análisis demuestra que, en circunstancias históricas excepcionales, los cambios en la composición por sexo y edad de las poblaciones de consortes potenciales han modificado los esquemas de diferencia de edades entre esposos, la explicación principal se encuentra en los factores de comportamiento.