



HAL
open science

De quoi l'homogamie économique est-elle le signe ? Une application à l'Allemagne de l'Ouest

Marion Goussé, Nicolas Jacquemet, Jean-Marc Robin

► To cite this version:

Marion Goussé, Nicolas Jacquemet, Jean-Marc Robin. De quoi l'homogamie économique est-elle le signe ? Une application à l'Allemagne de l'Ouest. *Revue Economique*, 2024, 51 (1), pp.177-209. 10.3917/reco.751.0177 . hal-04508787v2

HAL Id: hal-04508787

<https://hal.science/hal-04508787v2>

Submitted on 19 Mar 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

De quoi l’homogamie économique est-il le signe ? Une application à l’Allemagne de l’ouest

Marion Goussé* Nicolas Jacquemet† Jean-Marc Robin‡

Résumé

L’homogamie économique est un fait très documenté en démographie. L’interprétation privilégiée de ce phénomène est une préférence pour l’entre-soi, mais les caractéristiques des conjoints dans un ménage conditionnent non seulement leur satisfaction à être ensemble mais également leurs décisions de division du travail. Nous présentons dans cet article une approche qui englobe à la fois le processus de formation des couples, le partage des ressources au sein du ménage, et la complémentarité des conjoints dans les activités du couple. En étudiant les données allemandes de 2013 à 2019, nous montrons que l’homogamie salariale est concentrée dans le haut de la distribution, que l’éducation a un poids très important dans les complémentarités des conjoints, et que le salaire et l’éducation jouent un rôle similaire dans les modalités de partage du revenu du ménage.

Mots-clés. Homogamie économique ; Homogamie éducative ; Mariage ; Décisions des ménages.

JEL C78, D83, J12, J22.

*CREST-ENSAI, 51 Rue Blaise Pascal, 35172 Bruz, France ; marion.gousse@ensai.fr ;

†PSE-Ecole d’Economie de Paris et Université Paris 1 Panthéon–Sorbonne ; nicolas.jacquemet@univ-paris1.fr ; Centre d’Economie de la Sorbonne, MSE, 106 Bd. de l’Hôpital, 75013 Paris, France.

‡Sciences Po, Paris ; jeanmarc.robin@sciences-po.fr ; Sciences-Po, Département d’économie, 28 rue des St Pères, 75007 Paris, France.

Publié dans la *Revue Economique*, vol. 51(1). Les auteurs remercient chaleureusement l’ensemble des participants à la conférence “Search and Matching” organisée par l’association Revue Economique en décembre 2022 pour leurs nombreuses remarques, ainsi que la directrice de la publication de la revue, Béatrice Boulu-Reschef, son rédacteur en chef, David Margolis, et le président de son conseil scientifique, Gabriel Desgrange, pour leur invitation à contribuer à ce numéro spécial. Les travaux présentés dans cet article ont bénéficié du soutien financier de l’European Research Council (ERC-2020-ADG-101018130) et de l’Agence Nationale de la Recherche (ANR-17-EURE-0001).

1 Introduction

Le processus de formation des couples est un moteur important de la dynamique des populations et joue un rôle majeur dans la diffusion des inégalités. Une société où les couples seraient formés selon la distance au revenu moyen — les plus riches se mariant systématiquement avec les plus pauvres, les personnes aisées avec les personnes modestes, etc — serait parfaitement égalitaire en termes de revenu des ménages quelles que soient les inégalités pré-existantes ; tandis que les inégalités seraient au contraire démultipliées si la formation des couples conduisait chacun à privilégier un partenaire dont le revenu est proche du sien. Ce constat a conduit depuis longtemps les travaux de sociologie et de démographie à s'intéresser au poids de la proximité socio-économique dans le choix d'un conjoint (appelée "homogamie") pour documenter le degré de stratification sociale de différents groupes de population (Schwartz, 2013).

Intégrée tardivement à l'analyse, la famille a longtemps été cantonnée en économie à une nouvelle forme d'agent économique dont la principale spécificité est de donner accès à de nouvelles formes de consommation telles que les enfants. L'analyse moderne de l'économie de la famille est née du constat qu'il était nécessaire de prendre en compte explicitement les interactions entre les membres de la famille, qui conditionnent les décisions de consommation et de production de chacun de ses membres, et donc celles de la famille dans son entier (Sofer, 2012, Wolff, 2012). Cette approche implique que les décisions des membres du ménage sont influencées par les caractéristiques de leur conjoint et conduisent à des choix de division du travail et de spécialisation qui diffèrent suivant la composition du ménage. Ces modalités de partage des ressources au sein du ménage complexifient considérablement le lien entre processus de formation des couples et diffusion des inégalités évoqué ci-dessus. Sur données américaines, Gonalons-Pons et Schwartz (2017) montrent ainsi qu'une part importante de l'augmentation de l'homogamie économique à l'intérieur des couples est dû non pas à un changement du processus de formation des couples mais à une augmentation de l'offre de travail marchand des femmes mariées.

Tant que les décisions étaient étudiées en économie à ménage donné, l'intérêt de l'économie, de la sociologie et de la démographie pour les structures familiales répondaient à des préoccupations trop éloignées les unes des autres pour permettre un dialogue approfondi entre les différentes approches. Un tel dialogue est désormais rendu possible par les développements récents de l'économie de la famille qui permettent de relier les décisions des ménages au processus de formation des couples (Chiappori, 2020). Ces travaux s'appuient sur une représentation du processus de recherche d'un conjoint qui transpose les outils traditionnels de l'économie sous la forme d'un "marché du mariage", qui désigne le lieu de rencontre entre des agents qui décident s'ils souhaitent former une union. Cette décision dépend des conséquences qu'elle aura dans le futur, qui varie notamment suivant les transferts de revenu qui seront faits à l'intérieur du couple. Ces transferts de revenu jouent un rôle similaire à celui d'un prix sur un marché en réalisant un partage mutuellement avantageux des bénéfices associés à cette union (le "surplus du mariage")¹.

1. Une transaction sur le marché des biens ne peut avoir lieu que si la valeur du bien est plus grande pour l'acheteur que pour le vendeur. Le prix de marché est à la fois le vecteur de cette transaction (compensant le vendeur de la valeur perdue en renonçant au bien, et conduisant simultanément à un bénéfice pour l'acheteur, aux yeux de qui la valeur du bien est supérieure au prix acquitté) et l'instrument permettant d'allouer les biens disponibles aux acheteurs dont la valorisation du bien est la plus élevée. De la même manière, les transferts de

Le présent article s’inscrit dans ce courant de recherche, et applique l’approche que nous avons développée (Goussé, Jacquemet, et Robin, 2017a, Goussé, Jacquemet, et Robin, 2017b) à la compréhension de la dynamique de l’homogamie socio-économique dans les couples. Cette approche propose une représentation explicite du processus de recherche d’un conjoint, qui implique une série de rencontres dont les caractéristiques (en termes d’éducation, de niveau de salaire et d’attitudes culturelles) sont conditionnées par leur distribution dans la population. La décision de donner ou non une suite favorable à cette rencontre est explicitement reliée aux bénéfices futurs de l’union qu’elle rend possible. Ces bénéfices correspondent à la situation économique dans laquelle se trouveront les futurs conjoints en comparaison du célibat, en termes de consommation (fondée à la fois sur les revenus du travail et la production domestique) mais aussi de bénéfices non-matérielles liés aux complémentarités entre les conjoints — qui conduisent par exemple à apprécier d’autant plus les activités de loisir qu’elles sont partagées, appelées “*complémentarités hédoniques*”. L’ensemble de ces bénéfices, matériels comme non-matérielles, dépendent des caractéristiques des conjoints et contribuent donc à la dynamique de l’homogamie dans la formation des couples. Afin de rendre compte de la distribution des couples en chaque point du temps, l’approche est complétée d’une représentation des modalités de séparation des conjoints qui est inversement reliée à ces mêmes complémentarités — de sorte que les unions dans lesquelles les complémentarités sont modestes ont une plus grande probabilité de séparation, et donc une durée plus courte.

En explicitant le processus de recherche d’un conjoint, cette modélisation permet de distinguer explicitement l’homogamie (qui fait référence à une volonté mutuelle des conjoints de former un couple avec un partenaire dont les caractéristiques sont proches des leurs) de la corrélation entre les caractéristiques des conjoints (“*assortative mating*” en anglais), qui fait référence au degré de proximité entre les conjoints des couples qui sont formés, et résulte à la fois de l’intensité de l’homogamie et de la manière dont les caractéristiques sont distribuées dans la population. Bien qu’elle soit au cœur de nombreuses controverses entre l’économie, la démographie et la sociologie (notamment s’agissant de l’homogamie des couples en matière d’éducation, voir par exemple Mare, 1991, Schwartz et Mare, 2005, Gihleb et Lang, 2020), cette distinction est à l’origine d’un renouvellement profond de l’approche sociologique de l’homogamie, qui s’intéresse à la dynamique des choix matrimoniaux au cours du cycle de vie (Blossfeld, 2009).

Cette approche met en évidence trois forces motrices de l’homogamie socio-économique : les préférences des partenaires pour des conjoints qui leur ressemblent, l’élévation du niveau d’éducation qui conduit à une plus grande homogénéité de l’éducation dans la population et la modification du partage des tâches au sein des ménages, qui s’adapte à ces évolutions et engendre une spécialisation moindre des conjoints entre tâches domestiques et travail marchand dans les couples où le niveau d’éducation est le plus élevé.

Outre que l’approche présentée ici permet d’étudier dans un cadre unifié la combinaison de ces forces et donc leur contribution respective à la formation des couples, elle permet également de prendre en compte un ensemble large de caractéristiques qui distinguent les conjoints. Compte tenu de l’importance des choix économiques en matière de partage des tâches, nous intégrons

revenu entre conjoints correspondent à la fois à un instrument permettant le partage du surplus et à un mécanisme permettant de rendre les unions d’autant plus attractives que leur surplus est élevé.

notamment le salaire conjointement à l'éducation dans l'ensemble de caractéristiques sur lesquelles portent les choix de formation des couples. A titre d'illustration, nous présentons une application de notre approche au cas de l'Allemagne de l'Ouest au cours de la période récente, où la dynamique de la formation des couples est très représentative des tendances observées dans l'ensemble des pays industrialisés (Boertien et Permyer, 2019)².

La plupart des études récentes documentent en effet à la fois un accroissement au cours du temps de la ressemblance entre les conjoints en termes de niveau d'éducation notamment (Grave et Schmidt, 2012), une augmentation du niveau d'éducation dans la population qui contribue à cette tendance (Wise et Zangger, 2017) ainsi qu'une évolution de la structure des ménages et de leurs choix de division du travail (Peichl, Pestel, et Schneider, 2012) comme des motifs de séparation des couples en termes de caractéristiques individuelles (Arpino, Le Moglie, et Mencarini, 2022) mais aussi d'inégalité entre les conjoints (Bellani, Esping Andersen, et Pessin, 2018).

Nos résultats montrent que le salaire joue un rôle significatif dans le choix du partenaire, et que l'homogamie est concentrée dans le haut de la distribution de revenu. Une fois pris en compte cet effet du salaire, les choix de partenaire restent fortement homogamiques en termes d'éducation. Ces deux phénomènes ont conjointement pour effet de conduire à une forte diminution de la probabilité pour une femme de sortir du célibat lorsque son salaire relatif s'élève. L'éducation et les salaires jouent un rôle différent dans les complémentarités qui expliquent ces choix, l'éducation apparaissant comme la force motrice la plus marquée tant des complémentarités économiques que des préférences des conjoints pour une vie maritale homogame. Le salaire et l'éducation influencent en revanche de manière symétrique le partage du revenu au sein du ménage, qui tend à être plus favorable au conjoint dont l'éducation et/ou le salaire sont plus élevés. La période d'observation permet de dresser un constat précis sur les forces motrices de la formation des couples, mais ne permet pas d'en mesurer l'évolution au cours du temps. Nous reportons une telle analyse à de futurs travaux.

2 Modélisation du processus de formation des couples

La modélisation du processus de formation des couples que nous avons développée dans nos travaux antérieurs vise à relier les décisions de formation d'un ménage aux comportements futurs de consommation et d'offre de travail de chacun des conjoints. L'approche combine par conséquent une représentation théorique de la manière dont les ressources du ménage (générées à la fois par les revenus du travail, par la production domestique et par les bénéfices non-monétaires de la vie conjugale) sont partagées, d'une part, et une modélisation du fonctionnement du processus de recherche d'un conjoint qui se déroule sur le "marché du mariage".

2. Cette étude documente une augmentation de l'homogamie fondée sur l'éducation dans 19 des 21 pays échantillonnés (qui englobent les Etats-Unis et les pays Européens), la France et l'Irlande faisant exception à cette évolution globale. S'agissant de la France, ce résultat confirme les travaux de Bouchet-Valat (2014) qui documente une forte diminution de l'homogamie entre 1969 et 2011 non seulement en termes de diplôme mais aussi en termes de classe et d'origine sociales.

2.1 Le partage des ressources au sein des ménages

Comprendre la manière dont les ressources sont partagées au sein d'un couple revient à résoudre un problème de négociation. Le cadre naturel pour aborder ce type de problème en économie est le modèle de négociation dit de Nash (Manser et Brown, 1980, McElroy et Horney, 1981) dont l'application aux décisions des ménages a été rendue possible par l'introduction au cours des années 90 du modèle "collectif" de décision des ménages (voir Chiappori et Donni, 2006, Vermeulen, 2002, pour une synthèse) qui, contrairement au modèle unitaire qui dominait l'analyse jusqu'alors, s'interroge sur les décisions de consommation de deux conjoints qui sont chacun dotés d'une autonomie de décision et de leurs préférences propres.

2.1.1 Préférences individuelles pour la consommation, le loisir et la production domestique

Les préférences individuelles sont définies en fonction de la consommation privée (c , dont le prix est normalisé à 1), du temps de loisir (e) et d'un bien public (q) produit par le ménage grâce au temps de travail domestique qui lui est consacré par chacun des conjoints. Ce bien public est consommé par l'ensemble des membres du ménage sans exclusion ni restriction, et agrège par conséquent l'ensemble des aménités qui résultent du travail domestique (taches ménagères, éducation des enfants, etc.). Le temps total dont dispose chaque individu (normalisé à 1) est alloué entre ses trois usages possibles : le loisir, le temps de travail domestique (d) et le temps de travail marchand $h = 1 - d - e$.

Les décisions sont gouvernées par la fonction d'utilité indirecte, $U(R, w, q)$, qui décrit le niveau de satisfaction atteint grâce à la consommation privée et au temps de loisir rendus possibles par l'obtention d'un niveau de revenu R tiré d'un salaire w sur le marché du travail, et la consommation d'une quantité q de bien public produite dans le ménage. En supposant que l'utilité (directe) est décrite par la spécification Stone-Geary :

$$u(c, e, q) = q \left(\frac{c - a_0}{1 - b} \right)^{1-b} \left(\frac{e - a_1}{b} \right)^b,$$

l'utilité indirecte correspond à la forme polaire de Gorman (voir, par exemple Deaton et Muellbauer, 1981) :

$$U(R, w, q) = q \frac{R - A(w)}{B(w)}, \quad A(w) = a_0 + a_1 w, \quad B(w) = w^b.$$

Cette utilité fait intervenir deux fonctions du salaire : le dénominateur, $B(w)$, joue le rôle d'un indice de prix individualisé tandis que $A(w)$ s'interprète comme la dépense minimale contrainte³. L'identité de Roy permet d'en déduire le système de dépense qui décrit les choix optimaux de

3. Ce paramètre capture par conséquent la part des dépenses sur lesquelles les membres du ménage n'ont pas de pouvoir décisionnaire, et correspond à ce que l'INSEE classe comme les dépenses 'pré-engagées', qui représentaient par exemple environ 28% (dont 75% de dépenses liées au logement) en 2008 en France (Consaes, Fesseau, et Passeron, 2009).

consommations individuelles⁴ :

$$\begin{aligned} we &= a_1 w + b [R - A(w)], \\ c &= R - we = a_0 + (1 - b) [R - A(w)]. \end{aligned}$$

2.1.2 Technologie de production domestique

Le bien public est produit par les membres du ménage selon une technologie de production qui fait intervenir le temps de travail domestique. Elle diffère par conséquent selon que le ménage est constitué d'un individu célibataire,

$$q^0 = F^0(d) = (d - D^0)^{K^0}$$

ou d'individus mariés qui (par convention) comportent un homme, indicé par m , et une femme, indicée par f ,

$$q^1 = zF^1(d_m, d_f) = z (d_m - D_m^1)^{K_m^1} (d_f - D_f^1)^{K_f^1}$$

Cette spécification tient compte de deux différences importantes entre les individus mariés et célibataires du point de vue de la production domestique. D'une part, les couples sont en mesure de tirer bénéfice de la substituabilité du temps domestique entre les conjoints, et de choisir les niveaux de spécialisation d_m et d_f qui sont optimaux compte tenu des paramètres $D_g^1, K_g^1, g = m, f$, qui décrivent la technologie de production domestique à laquelle ils ont recours. Le paramètre d'échelle z , d'autre part, vise à modéliser ce que l'on appelle communément un coup de foudre : sa valeur est tirée dans une distribution de probabilité G au moment où les futurs conjoints se rencontrent, puis mis à jour au cours du cycle de vie du ménage (avec une probabilité instantanée δ) par de nouveaux tirages indépendants dans cette distribution. Ce paramètre d'échelle augmente (ou diminue) la production domestique qui résulte d'un investissement donné des conjoints en temps de travail domestique et capture donc l'existence de complémentarités entre les conjoints qui sont spécifiques à l'union qu'ils forment. La distribution dans laquelle cette composante est tirée peut être librement spécifiée comme une fonction des caractéristiques des conjoints, permettant par exemple de supposer que le niveau d'éducation des conjoints, ou leur proximité, conduit à des niveaux de complémentarité différents.

2.1.3 Contrainte budgétaire

La vie maritale est associée non seulement à la possibilité de partager les ressources dont disposent chacun des conjoints, mais également à un ensemble de bénéfices non-monétaires qui tiennent au fait de profiter de son temps de loisir en commun plutôt que seul, de faire face aux difficultés plus facilement, etc. Afin de prendre en compte les bénéfices non-monétaires de la vie conjugale, la modélisation introduit une troisième différence importante entre les individus mariés et ceux qui sont célibataires dans la formulation de la contrainte budgétaire.

Pour les célibataires, les décisions de consommation privée et de loisir sont soumises à une contrainte budgétaire qui correspond au revenu disponible, $R_g^0 = w_g(1 - d_g)$. Pour les personnes

4. Notre approche exclut les comportements d'épargne, de sorte que l'intégralité du revenu est consommé à chaque période.

mariées, la redistribution du revenu à l'intérieur du ménage prend la forme de transferts, t_m, t_f , qui peuvent être positifs (lorsqu'un individu bénéficie d'un surcroît de revenu en provenance de son conjoint) ou négatifs (lorsque l'un des conjoints transfère une partie de son revenu à l'autre), et conduisent aux contraintes budgétaires individuelles $R_g^1 = w_g(1 - d_g) - t_g > 0$, $g = m, f$. Plutôt que de correspondre à une simple redistribution à somme nulle entre les conjoints, ces transferts permettent également de partager les bénéfices de l'ensemble des complémentarités liées aux aménités de la vie conjugale, notées C , de sorte que $t_m + t_f = C$ ⁵.

2.1.4 Des concessions savamment dosées : partage des ressources optimal

Partager les ressources à l'intérieur du ménage revient à trouver un accord entre les conjoints sur le montant des transferts $\{t_m, t_f\}$, et la répartition du temps de travail domestique, $\{d_m, d_f\}$. Une fois ces variables choisies, chacun des conjoints peut en effet décider de l'arbitrage optimal entre son loisir et sa consommation privée sous la contrainte budgétaire individualisée qui en découle. Conformément aux hypothèses du modèle collectif évoqué plus haut, le processus de négociation qui conduit à choisir une répartition particulière des ressources du ménage se déroule selon des modalités qui correspondent à ce que la théorie des jeux appelle un jeu coopératif. Cette hypothèse implique que les bénéfices du mariage pour chacun des conjoints, notés $V_g^1(z)$, $g = m, f$, nets de la valeur qu'ils obtiendraient en restant célibataires, V_g^0 , correspondent à une répartition du surplus du mariage, $S(z)$, proportionnelle au pouvoir de négociation β :

$$B_m [V_m^1(z) - V_m^0] = \beta S(z), \quad B_f [V_f^1(z) - V_f^0] = (1 - \beta)S(z).$$

Le surplus du mariage correspond quant à lui à la valeur courante (actualisée selon un taux d'escompte r) de l'ensemble des bénéfices nets futurs et présents de la vie conjugale, prenant en compte la possibilité qu'une séparation survienne en raison des mises à jour futures du paramètre d'échelle z . Un aspect important de la modélisation est que les décisions d'union et de dissolution sont supposées efficaces au sens où elles sont gouvernées uniquement par le surplus du mariage $S(z)$: les couples se séparent ainsi dès lors que $S(z) < 0$ et ne se forment lors d'une rencontre qu'à condition que $S(z) > 0$. Une union formée malgré des affinités limitées grâce à un tirage particulièrement favorable de z a ainsi une probabilité plus élevée de se dissoudre lorsque ce paramètre est mis à jour qu'un couple qui doit sa stabilité à de fortes complémentarités⁶. Le surplus généré par une rencontre de type z correspond donc à la fonction qui satisfait cette condition d'efficacité (et qui correspond techniquement à un point fixe) :

$$(r + \delta)S(z) = q^1 X^1 - B_m r V_m^0 - B_f r V_f^0 + \delta \int \max \{S(z'), 0\} dG(z'), \quad (1)$$

5. Cette formulation implique également que l'utilité est "transférable", au sens où toute variation de l'utilité de l'un des membres du ménage peut être redistribuée sans perte de valeur entre les conjoints (voir, par exemple, Chiappori, 2012). Cette propriété est nécessaire à la résolution de l'équilibre du modèle, et nous contraint à supposer l'absence de solution de coin de la forme $e = 1 - d$ qui conduirait à une utilité non-transférable. L'ensemble de l'analyse est donc conduite en supposant que toutes les consommations sont strictement positives : $c > 0$ et $1 - d > e > 0$.

6. En ce sens, la modélisation est suffisamment flexible pour se départir des contraintes d'engagement qui sont fréquemment imposées dans ce type d'approche (et typiquement rejetées empiriquement, Mazzocco, 2007), et autorise une réallocation libre des ressources lorsqu'un changement survient dans l'environnement des décisions.

où $X^1 = R_m^1 - A_m + R_f^1 - A_f$ correspond au revenu disponible du ménage, une fois déduites les dépenses minimales $A_g = A_g(w_g)$, de sorte que $q^1 X^1$ mesure l'utilité indirecte totale des conjoints pondérée par les indices de prix individualisés, $B_g = B_g(w_g)$. Compte tenu de la structure du modèle, le partage du surplus se traduit par un partage équivalent du revenu disponible :

$$R_m^1 - A_m = \rho(z)X^1, \quad R_f^1 - A_f = [1 - \rho(z)]X^1,$$

où

$$\rho(z) = \frac{B_m r V_m^0}{q^1 X^1} + \beta \left[1 - \frac{B_m r V_m^0 + B_f r V_f^0}{q^1 X^1} \right],$$

correspond à la “règle de partage”, c’est à dire la manière dont le revenu est redistribué entre les conjoints pour leur permettre d’atteindre les niveaux d’utilité qui ont été négociés⁷. Cette règle de partage infléchit le pouvoir de négociation des conjoints en fonction de la valeur d’option avec laquelle ils rejoignent le ménage, c’est à dire les bénéfices qu’ils obtiendraient en restant célibataires : la part de revenu nécessaire à ce que le surplus du mariage soit positif augmente avec la valeur du célibat de chacun des conjoints.

Compte tenu du niveau de revenu qui en découle, le temps de travail domestique est choisit individuellement en résolvant le problème d’optimisation $\max_{d_g} U_g(R_g^1, w_g, q^1)$, conduisant à :

$$w_g d_g^1 = w_g D_g^1 + K_g^1 X^1, \quad g = m, f,$$

qui détermine le revenu net d’équilibre du ménage :

$$X^1 = \frac{w_m(1 - D_m^1) - A_m + w_f(1 - D_f^1) - A_f - C}{1 + K_m^1 + K_f^1}, \quad (2)$$

et son niveau de production domestique :

$$q^1 = z F^1(d_m^1, d_f^1) = z \left(\frac{K_m^1 X^1}{w_m} \right)^{K_m^1} \left(\frac{K_f^1 X^1}{w_f} \right)^{K_f^1}.$$

Ces deux équations définissent le bénéfice pour les personnes mariées du partage optimal des ressources au sein du ménage, $q^1 X^1$. Ces décisions de partage des ressources sont cependant prises conditionnellement à la valeur du célibat, qui détermine le bénéfice net du mariage.

2.2 La recherche du conjoint idéal

Le célibat va de pair avec le renoncement aux complémentarités qu’offre la vie conjugale mais permet d’avoir accès à des unions futures associées à des complémentarités plus fortes. La spécification de la valeur du célibat nécessite donc de décrire le processus de recherche d’un conjoint dans la population des célibataires.

7. Compte tenu de la forme de la valeur du célibat à l’équilibre (voir Section 2.2.1), cette équation met en évidence les mécanismes structurels qui conduisent à ce que la règle de partage dépende de facteurs de distribution tels que le salaire relatif des conjoints ou le pourcentage de femmes célibataires dans la population, comme le supposent *a priori* les modèles collectifs (par exemple, Chiappori, Fortin, et Lacroix, 2002).

La population comprend L_m hommes et L_f femmes, qui se distinguent par une combinaison de caractéristiques (leur salaire, leur niveau d'éducation) qui définit un type, noté i pour les hommes et j pour les femmes. Ces types permettent de décrire le degré d'homogamie de l'appariement entre conjoints en étudiant la fréquence des unions de type $\{i, j\}$ et la distance entre les caractéristiques de tels conjoints. La distribution des types dans la population est notée $\ell_m(i), \ell_f(j)$ de sorte que $L_m = \int \ell_m(i) di$ et $L_f = \int \ell_f(j) dj$. La population comporte des individus célibataires, dont la distribution de caractéristiques est notée $n_m(i), n_f(j)$ et d'où découlent le nombre total d'hommes, $N_m = \int n_m(i) di$ et de femmes, $N_f = \int n_f(j) dj$, célibataires ; et des couples dont la distribution de caractéristiques est notée $\mu(i, j)$ et le nombre $M = \int \mu(i, j) di dj$. Ces distributions sont reliées entre elles par une contrainte d'équilibre démographique :

$$\ell_m(i) = n_m(i) + \int \mu(i, j) dj, \quad \ell_f(j) = n_f(j) + \int \mu(i, j) di.$$

La suite d'événements qui conduit deux célibataires à se rencontrer est modélisée comme un processus de recherche (inspiré du modèle d'appariement aléatoire de Shimer et Smith, 2000). Les rencontres ont lieu à une fréquence mesurée par le taux de rencontre, λ , qui dépend du nombre de célibataires : $\lambda(N_m, N_f) = \xi(N_m N_f)^{-1/2}$. Le nombre de rencontres de type (i, j) en chaque point du temps est donc $\lambda n_m(i) n_f(j)$. Chaque rencontre donne lieu au tirage d'une valeur particulière de z , dont la distribution est supposée normale en $\ln(z)$, de variance σ^2 et de moyenne $\ln Z(i, j)$:

$$G(z) = \Phi \left(\frac{\ln z - \ln Z(i, j)}{\sigma} \right).$$

Cette moyenne est spécifique au type des individus qui se rencontrent et permet donc de mesurer l'effet des caractéristiques individuelles sur le degré d'affinité qu'ils entretiennent. Cette rencontre se traduit par la formation d'un couple si le degré d'affinité ainsi tiré conduit, compte tenu des caractéristiques des conjoints, à un surplus du mariage positif. La probabilité d'un tel événement est notée $\alpha(i, j) = G[S(z) > 0]$, de sorte que la probabilité qu'une séparation survienne lorsque ce paramètre est mis à jour est simplement $1 - \alpha = G[S(z) \leq 0]$. La valeur d'équilibre de cette probabilité correspond à un équilibre stationnaire, qui est une situation dans laquelle les séparations et les formations de couples de type (i, j) se compensent exactement de façon à ce que la distribution des couples reste constante :

$$\delta[1 - \alpha(i, j)]\mu(i, j) = \lambda n_m(i) n_f(j) \alpha(i, j)$$

Compte tenu des équilibres démographiques associés à ces flux⁸, cette condition conduit à un système d'équations qui définit les distributions d'équilibre des types parmi les célibataires :

$$n_m(i) = \frac{\ell_m(i)}{1 + \frac{\lambda}{\delta} \int n_f(j) \frac{\alpha(i, j)}{1 - \alpha(i, j)} dj}, \quad n_f(j) = \frac{\ell_f(j)}{1 + \frac{\lambda}{\delta} \int n_m(i) \frac{\alpha(i, j)}{1 - \alpha(i, j)} di}, \quad (3)$$

ainsi qu'à une condition d'équilibre sur la distribution des différents types de mariage dans la

8. L'équilibre démographique implique en effet que $\int \delta[1 - \alpha(i, j)]\mu(i, j) di = \int \lambda n_m(i) n_f(j) \alpha(i, j) di$ dans la population masculine et $\int \delta[1 - \alpha(i, j)]\mu(i, j) dj = \int \lambda n_m(i) n_f(j) \alpha(i, j) dj$ dans la population féminine.

population :

$$\mu(i, j) = \frac{\lambda}{\delta} \frac{\alpha(i, j)}{1 - \alpha(i, j)} n_m(i) n_f(j).$$

Ces conditions permettent donc de remonter directement à la probabilité qu'une rencontre se traduise par une union pour chacun des types, $\alpha(i, j)$, à partir de la simple observation des distributions existantes dans les populations de célibataires et de personnes mariées.

2.2.1 La valeur du célibat

La situation des personnes célibataires est décrite par deux composantes : l'utilité qui découle de leur situation courante, et l'utilité future liée à la possibilité de former une union qui ne sera effective que si celle-ci améliore cette situation. Comme pour les personnes mariées, le temps de travail domestique courant est choisit en résolvant le problème d'optimisation sous contrainte budgétaire $\max_d U_g(R_g^0, w_g, q_g^0)$ dont la solution est :

$$w_g d_g^0 = w_g D_g^0 + K_g^0 X_g^0.$$

Le revenu net disponible finançant la consommation privée, $X_g^0 = R_g^0 - A(w_g)$, est donc égal à l'équilibre à :

$$X_g^0 = w_g(1 - d_g^0) - A_g = \frac{w_g(1 - D_g^0) - A_g}{1 + K_g^0}. \quad (4)$$

A cette consommation privée s'ajoute la consommation de la quantité de bien public produite par l'investissement en temps domestique :

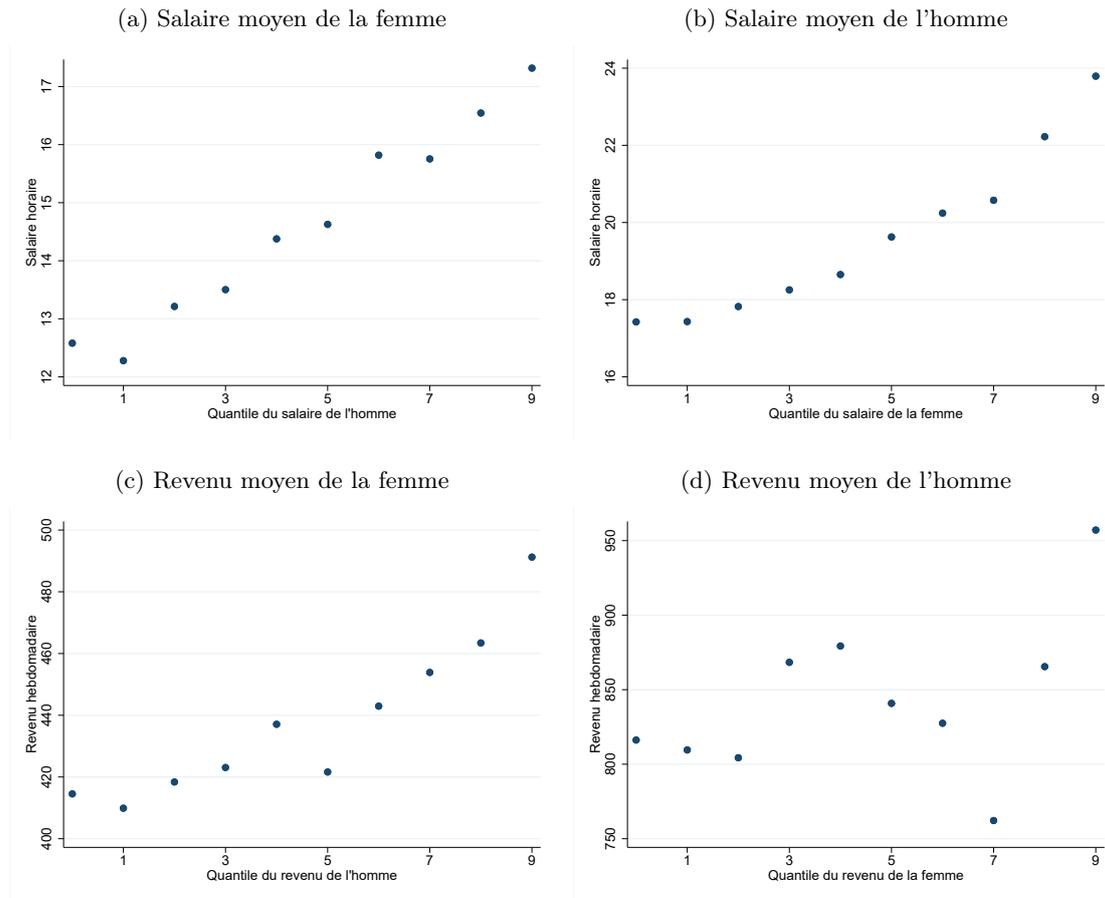
$$q_g^0 = F_g^0(d_g^0) = \left(\frac{K_g^0 X_g^0}{w_g} \right)^{K_g^0};$$

l'ensemble définissant le niveau d'utilité atteint à l'équilibre par un individu célibataire : $B_g U_g^0 = q_g^0 X_g^0$. Ce flux d'utilité survient à chaque période tant que la situation de célibat se prolonge. Lorsqu'une rencontre survient, selon la probabilité λ , la distribution des types dans la population des célibataires du sexe opposé détermine le type de cette rencontre, qui ne se traduit par une union qu'à condition que le degré d'affinité z conduise à un surplus positif, $S(z) > 0$:

$$\begin{aligned} B_m r V_m^0 &= B_m U_m^0 + \lambda \beta \int \left[\int \max\{S(z), 0\} dG(z) \right] n_f(j) dj, \\ B_f r V_f^0 &= B_f U_f^0 + \lambda(1 - \beta) \int \left[\int \max\{S(z), 0\} dG(z) \right] n_m(i) di. \end{aligned}$$

Ces équations permettent d'explicitier les déterminants du surplus du mariage (1), tandis que les conditions en (3) décrivent implicitement les unions qui en résultent à travers la distribution des célibataires de chaque type. L'ensemble forme un système d'équations dont l'équilibre décrit la distribution des célibataires, le processus de formation des couples et le partage optimal des ressources dont bénéficieraient les conjoints en cas d'union. Ces quantités d'équilibre sont fonction de la distribution des types dans la population, ainsi que de l'ensemble des paramètres décrivant les préférences, la technologie de production et les complémentarités générées par le

FIGURE 1 – Distribution des couples en termes de salaire et de revenu



mariage. Ces quantités peuvent donc être estimées à partir de données décrivant la distribution des caractéristiques individuelles et l'allocation du temps d'un échantillon de célibataires et de couples.

3 Stratégie empirique

Afin d'illustrer la manière dont cette modélisation permet de capturer les déterminants de l'homogamie au sein des couples, nous présentons les résultats issus d'un travail en cours portant sur l'Allemagne post-réunification.

3.1 Source de données

Les données sont issues de l'échantillon représentatif de la population allemande des vagues 2013 à 2019 du GSOEP. Nous conservons toutes les observations portant sur les personnes âgées de 18 à 55 ans. Par souci d'homogénéité, nous nous concentrons ici sur les personnes qui sont nées et résident toujours en Allemagne de l'ouest. Outre ces informations, les données renseignent sur les revenus du travail, le nombre d'heures travaillées (le ratio permettant de calculer le salaire horaire), le temps de travail domestique (qui inclut le temps consacré à l'éducation des enfants) et le niveau de formation initiale en trois catégories : (1) peu qualifié (inférieure à l'équivalent du

TABLEAU 1 – Distribution des couples en termes d'éducation

Homme	Femme		
	Peu qualifiée	Qualification intermédiaire	Études supérieures
Peu qualifié	0.10	0.14	0.02
Qualification intermédiaire	0.06	0.29	0.07
Études supérieures	0.02	0.12	0.18

bac), (2) qualification intermédiaire (niveau bac) et (3) études supérieures. Le statut marital est également observé, et les informations sur le conjoint sont disponibles en cas de vie conjugale⁹. En raison des contraintes de modélisation évoquées plus haut, nous conservons uniquement les observations pour lesquelles les heures de travail sont positives¹⁰.

La Figure 1 illustre le degré d'homogamie des couples observés en termes de salaire horaire (panel supérieur) et de revenu hebdomadaire (panel inférieur). Pour chaque décile de salaire (moitié supérieure) et de revenu (moitié inférieure) de l'homme (panel de gauche) ou de la femme (panel de droite) dans le couple, les graphiques présentent le revenu (le salaire) moyen observé parmi les conjoints. Les couples sont fortement homogames en termes de salaire horaire : pour les hommes comme pour les femmes, le salaire moyen du conjoint croît strictement avec la position du conjoint dans la distribution des salaires horaires dans son groupe d'appartenance. Une telle corrélation peut être liée à une préférence quant au choix du conjoint, mais peut également être conditionnée, par exemple, par les choix d'éducation — le fait de rencontrer son conjoint pendant ses études conduisant naturellement à une corrélation entre les niveaux de salaire. A division du travail donnée, cette homogénéité du salaire au sein des couples devrait se traduire par une homogamie similaire en termes de revenu. La partie inférieure de la Figure montre l'importance de prendre en compte les distorsions dans les comportements d'offre de travail au sein du ménage. Si le revenu moyen de la femme dans le couple croît strictement avec celui du conjoint (Figure 1.c, quoique de manière plus atténuée qu'en termes de salaire), cette tendance est nettement moins marquée lorsque les mêmes données sont organisées en fonction du revenu de la femme dans le couple (Figure 1.d). Le Tableau 1 illustre le degré d'homogamie par rapport au niveau d'éducation. Les conjoints ont le même niveau d'éducation dans 57% des couples, tandis que seulement 4% des couples sont composés d'un partenaire peu qualifié et d'un partenaire ayant fait des études supérieures.

Notre analyse permet à la fois de distinguer le rôle de l'éducation et du niveau de salaire dans les décisions de mise en couple, et de prendre en compte l'influence de la structure du ménage sur les décisions d'offre de travail et de partage des tâches domestiques. Outre le salaire et l'éducation, nous intégrons aux caractéristiques exogènes qui distinguent les individus dans la population, et dont la combinaison définit les types (i, j) , une mesure d'attitude culturelle fondée sur l'ensemble des réponses disponibles aux questions d'attitude incorporées dans certaines des

9. Nous ne distinguons pas les couples en union libre des couples mariés, voir Barg et Beblo (2012) pour une analyse du lien entre ce choix et le degré de spécialisation à l'intérieur des ménages.

10. Afin de documenter les spécificités de l'échantillon qui résultent de ce critère, la Section B de l'Annexe présente une comparaison de la distribution de l'éducation avec celle des couples observés dans l'ensemble de l'échantillon.

TABLEAU 2 – Construction de l'indice culturel par ACP

	Femmes	Hommes
Pour être satisfait dans la vie, quelle est l'importance ... ?		
de pouvoir s'offrir des choses	0.02	0.09
d'aider les autres	0.20	0.21
de réaliser son potentiel	0.17	0.26
d'avoir du succès professionnel	0.11	0.20
d'être propriétaire de sa maison	0.11	0.15
d'un mariage heureux	0.10	0.13
d'avoir des enfants	0.13	0.13
d'être socialement et politiquement actif	0.31	0.31
de pouvoir voyager et voir le monde	0.14	0.23
A quelle fréquence est-ce que vous ... ?		
Allez à l'opéra, concert de musique classique, théâtre	0.35	0.31
Allez au cinéma, concerts pop, disco	0.29	0.30
Pratiquez des activités artistiques	0.33	0.28
Pratiquez des activités sportives	0.27	0.27
Avez des événement sociaux (visite d'amis, famille)	0.26	0.27
Participez à des activités bénévoles	0.33	0.28
Participez à la politique locale	0.20	0.20
Fréquentez votre lieu de culte	0.32	0.25
Quelle est votre religion ?		
Catholique		
Évangélique	0.09	0.10
Autre Christianisme	0.05	0.02
Islam	-0.01	0.00
Autre	-0.03	-0.01
Pas de religion	-0.22	-0.17

Notes. Analyse en Composante Principale sur les résidus de régression des réponses à chaque question sur l'éducation et le salaire, réalisée séparément pour les hommes et pour les femmes. Pour les deux premiers groupes de questions, les réponses sont mesurées sur une échelle de Lickert à 4 niveaux allant de 1 = 'Pas important' / 'Jamais' à 4 = 'Très important' / 'Chaque semaine ou chaque jour'.

vagues du GSOEP (les réponses aux fréquences d'activité sont collectées en 2013, 2015, 2017, 2018 et 2019 tandis que les mesures sur les différents facteurs de satisfaction sont collectées en 2012 et 2019 sur cette période d'observation). Ces réponses sont agrégées sur la base d'une Analyse en Composante Principale dont nous extrayons le premier facteur. Afin de définir une mesure d'attitude qui soit indépendante des autres caractéristiques d'hétérogénéité, les réponses individuelles à chacune des questions sont régressées sur l'éducation et le salaire, et l'analyse à facteurs est réalisée sur les résidus de ces régressions, séparément pour les hommes et pour les femmes. Le Tableau 2 présente la liste complète des questions ainsi que la contribution de chaque réponse au facteur principal. Pour les deux premiers groupes de questions, les réponses sont mesurées sur une échelle de Lickert à 4 niveaux allant de 1 = 'Pas important' / 'Jamais' à 4 = 'Très important' / 'Chaque semaine ou chaque jour' niveaux mesurant une adhésion croissante à la question posée.

Pour les hommes comme pour les femmes, l'indice qui en résulte accorde un poids plus important au fait d'aider les autres et d'être socialement actif qu'à la réussite professionnelle ou au fait d'avoir des enfants, tout en étant fortement relié à la pratique d'activités culturelles, à

TABLEAU 3 – Statistiques Descriptives

	Hommes			Femmes		
	Célibataires	En couple	Ensemble	Célibataires	En couple	Ensemble
Travail domestique	7.18 (5.98)	10.8 (11.0)	9.39 (9.51)	13.8 (16.0)	28.0 (25.3)	21.7 (22.9)
Travail marchand	40.3 (9.78)	43.0 (6.24)	41.9 (7.94)	35.8 (10.5)	29.1 (11.3)	32.0 (11.5)
Salaire horaire	15.2 (6.26)	19.6 (7.25)	17.9 (7.20)	13.9 (5.40)	14.6 (5.67)	14.3 (5.56)
Attitude culturelle	6.53 (1.46)	6.50 (1.38)	6.51 (1.41)	6.49 (1.44)	6.45 (1.34)	6.47 (1.38)
Education	1.97 (0.71)	2.05 (0.76)	2.02 (0.74)	2.02 (0.70)	2.10 (0.66)	2.06 (0.68)
Age	37.0 (10.9)	44.7 (7.72)	41.6 (9.84)	39.1 (10.9)	42.5 (7.97)	41.0 (9.54)
Nbre d'observations	2278	3492	5770	2735	3492	6227

Notes. Les heures de travail domestique et marchand sont mesurées en nombre d'heures par semaine. Le salaire horaire est mesuré en euros constants de 2010. Les attitudes culturelles sont mesurées sur la base de l'indice dont la construction est présentée dans le Tableau 2. Le niveau de formation initiale est mesuré de manière catégorielle : 1 = peu qualifié, 2 = qualification intermédiaire, 3 = études supérieures.

l'intensité de la vie sociale et à la pratique religieuse. Cet index peut donc s'interpréter comme une mesure d'intensité des pratiques culturelles et des activités sociales.

Le Tableau 3 présente la composition de l'échantillon au regard des variables pertinentes pour l'analyse, séparément par genre et par statut marital¹¹. Ces statistiques sont très représentatives des différences de genre traditionnellement observées sur le marché du travail. Malgré un niveau d'éducation très similaire entre les hommes et les femmes mariées, le niveau de salaire reste nettement plus faible parmi les femmes. Cette différence s'accompagne d'une division du travail fortement asymétrique en moyenne entre hommes et femmes au sein des couples : le nombre d'heures de travail marchand est nettement supérieur parmi les hommes, tandis que le temps de travail domestique est plus élevé parmi les femmes. Si le contraste est moins marqué entre hommes et femmes célibataires, ces écarts recouvrent en partie des spécialisations de genre — les femmes célibataires étant caractérisées par des heures de travail domestique supérieures à celui des hommes, dont le temps de travail marchand est quant à lui nettement supérieur.

3.2 Méthode d'estimation

L'estimation du modèle se déroule en trois étapes dont nous résumons ici les aspects les plus importants (voir Goussé, Jacquemet, et Robin, 2023, pour une présentation détaillée de la procédure d'estimation et de la structure des équations estimées).

Étape 1. Mesure de la distribution des caractéristiques exogènes. Nous estimons d'abord le paramètre qui détermine la probabilité de rencontre ξ , telle que $\lambda = \xi(N_m N_f)^{-1/2}$, ainsi que la probabilité de mise à jour du paramètre d'affinité, z , au sein des couples, δ , à

11. Nous éliminons les individus dont les valeurs pour les heures et les index sont dans les 2% supérieurs et les 2% inférieurs par sexe et année. Nous éliminons également les individus dont les salaires horaires sont inférieurs à 5 euros de l'heure (en euros constants de 2010) et dans les 2% supérieurs par sexe et année.

partir des flux entrants et sortants dans le mariage pour différents groupes.¹² Les distributions de caractéristiques entre les différents types de ménages, $\mu(i, j)$, $n_m(i)$, $n_f(j)$, sont estimés de manière non-paramétrique à partir des distributions observées. L'estimation de ces paramètres permet de calculer la fonction d'appariement pour chacun de types de rencontre :

$$\alpha(i, j) = \frac{\mu(i, j)}{\mu(i, j) + \frac{\lambda}{\delta} n_m(i) n_f(j)}.$$

Étape 2. Estimation des paramètres de préférence et de production domestique.

Les paramètres qui gouvernent les fonctions de demande des ménages sont estimés par moindre carrés non linéaires à partir des demandes observées. Les termes d'erreur correspondants sont directement déduits des demandes optimales présentées dans la Section 2.1.4¹³. Les paramètres varient uniquement en fonction de l'hétérogénéité observable associée au genre, g , et/ou à la combinaison de caractéristiques définissant le type, x_g , selon les spécification suivantes :

- $a_{0g}(x_g), a_{1g}(x_g), D_g^1(x_g), D_g^0(x_g)$,
- $b_g(x_g)$,
- $C(x_m, x_f)$,
- k_g^1, k_g^0 .

Étape 3. Estimation du degré de complémentarité, Z , du pouvoir de négociation, β , et de la variance du degré d'affinité, σ . Cette partie de l'estimation implique de résoudre l'équilibre de l'ensemble du modèle conditionnellement aux quantités estimées dans les étapes précédentes. L'estimation repose sur la distance entre les prédictions d'équilibre du modèle et (i) la probabilité d'appariement $\alpha(i, j)$, (ii) les choix observés de temps de travail domestique individuels, et (iii) leur variance. Nous introduisons autant de flexibilité que possible dans l'estimation en supposant que le degré de complémentarité dépend (de façon non-paramétriques) des caractéristiques des deux conjoints, $Z(x_m, x_f)$, tandis que le pouvoir de négociation, β , dépend de l'éducation et de l'indice d'attitude culturelle.

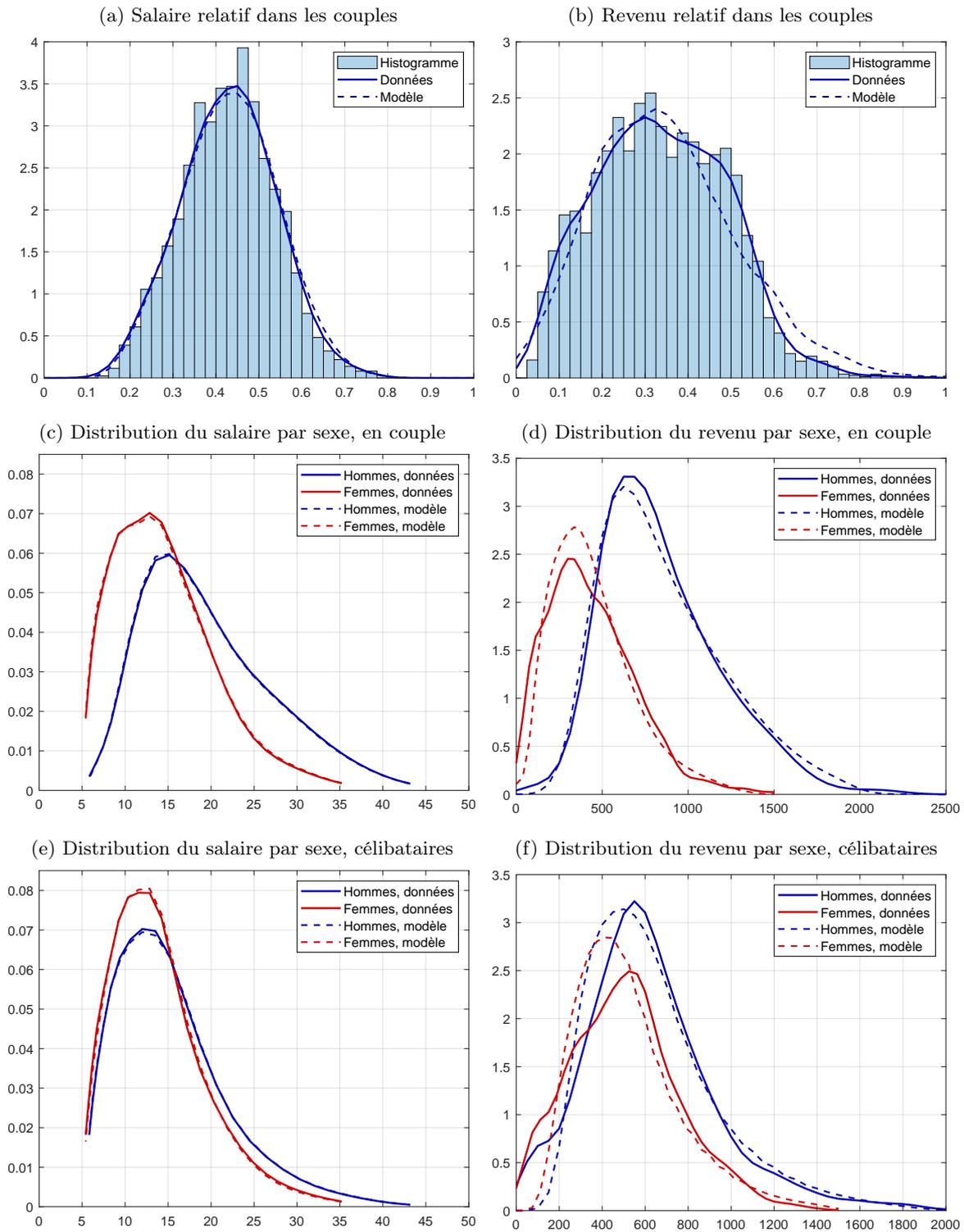
4 Résultats

La valeur estimée des paramètres est difficilement interprétable et n'apporte que peu d'information sur la qualité de l'ajustement empirique des variations observées. Le principal critère d'ajustement est la capacité du modèle, une fois estimé, à prédire correctement les comportements observés, qui permet le cas échéant de décomposer les principales sources de variation et de réaliser des exercices contre-factuels qui prédisent les comportements dans des situations qui ne sont pas observées.

12. Pour ce faire, nous définissons des cellules dans l'échantillon qui correspondent à autant de combinaisons uniques du salaire, de l'éducation et des indices des conjoints qui sont observés. La manière dont ces quantités observables sont reliées aux paramètres qui gouvernent les rencontres est décrite en Annexe, Section A.1.

13. La forme explicite de la fonction objectif permettant de réaliser l'estimation est présentée en Annexe, Section A.2. Ces demandes optimales dépendent de la règle de partage, $\rho(z)$, de manière linéaire. Par agrégation des demandes du couple, cette partie de l'estimation est donc robuste à d'éventuelles erreurs de spécification sur le partage d'équilibre.

FIGURE 2 – Qualité de l'ajustement du modèle estimé



Afin de rendre compte des capacités prédictives du modèle, la Figure 2 présente une comparaison entre la distribution des données observées et les prédictions du modèle estimé pour un certain nombre de variables clés de la modélisation. La partie supérieure de la figure illustre la capacité du modèle à décrire l'homogamie économique dans les couples en termes de salaire relatif (Figure 2a) et de revenu relatif (Figure 2b) des conjoints. L'ajustement du revenu des

TABLEAU 4 – Probabilités estimées qu’une rencontre se solde par une union

(a) En fonction des quantiles de salaire							(b) En fonction des niveaux d’éducation				
Hommes	Femmes						Hommes	Femmes			
	Q_{10}	Q_{25}	Q_{50}	Q_{75}	Q_{90}			(1)	(2)	(3)	
Q_{10}	0.39	0.40	0.34	0.30	0.25	0.33	(1)	0.54	0.49	0.18	0.42
Q_{25}	0.45	0.45	0.41	0.42	0.36	0.40	(2)	0.28	0.52	0.33	0.42
Q_{50}	0.41	0.41	0.50	0.53	0.51	0.47	(3)	0.17	0.41	0.68	0.43
Q_{75}	0.39	0.43	0.53	0.60	0.66	0.52					
Q_{90}	0.42	0.47	0.56	0.62	0.69	0.54					
	0.40	0.41	0.44	0.46	0.45			0.32	0.48	0.39	

(c) En fonction des quantiles de d’index					
Hommes	Femmes				
	Q_{10}	Q_{50}	Q_{90}		
Q_{10}	0.35	0.40	0.18	0.30	
Q_{50}	0.32	0.53	0.33	0.42	
Q_{90}	0.16	0.47	0.54	0.47	
	0.24	0.48	0.41		

Notes. Valeur estimée de la probabilité qu’une rencontre se solde par une union en fonction du quantile de salaire de l’homme et de la femme (a), de leur niveau d’éducation (b) — (1) peu qualifié, (2) qualification intermédiaire, (3) études supérieures — et de leur position dans la distribution de l’index (c).

conjoint est une statistique particulièrement exigeante pour la modélisation, puisqu’il résulte non seulement des équilibres démographiques en termes de salaire relatif mais aussi des décisions d’offre de travail de chacun des conjoints en conséquence de leurs décisions de partage des ressources. La moitié inférieure de la figure vise à documenter la capacité du modèle à capturer le processus de sélection dans le mariage, qui distord la distribution de salaire dans chaque groupe en comparaison de leur distribution dans l’ensemble de la population : pour les femmes comme pour les hommes, ces distributions de salaire sont presque parfaitement confondues avec les distributions observées pour les personnes mariées (Figure 2c) comme pour celles qui restent célibataires (Figure 2e). Le modèle est légèrement moins performant dans l’ajustement de la distribution du revenu des couples (Figure 2d) comme des célibataires (Figure 2f), notamment parce qu’il peine à rendre en compte de la proportion relativement importante d’individus célibataires dont le niveau de revenu est très faible.

4.1 Le degré d’homogamie dans le processus de formation des couples

La sélectivité à l’intérieur des couples comporte deux composantes qui ne sont pas nécessairement reliées entre elles : la sélection dans la population entre les individus qui se mettent en couple et ceux qui restent célibataires, d’une part, et d’autre part le choix des caractéristiques du conjoint pour ceux qui sortent du célibat. Chacune de ces deux composantes est documentée dans le Tableau 4 qui présente la distribution estimée de la probabilité qu’une rencontre conduite à une union en fonction du salaire de l’homme et de la femme (Tableau 4.a), de leur niveau d’éducation (Tableau 4.b) et de leur position dans la distribution de l’index de valeurs culturelles (Tableau 4.c).

La dernière ligne et la dernière colonne de chaque tableau correspondent aux probabilités

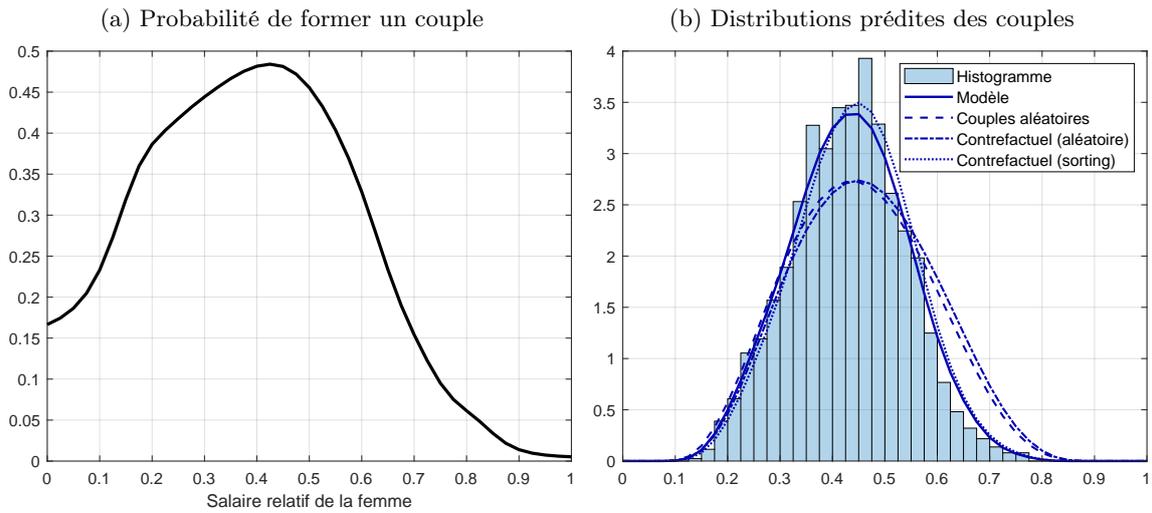
marginales d'une union et renseignent par conséquent sur la probabilité pour un individu d'un type donné de sortir du célibat. Cette probabilité augmente nettement avec le salaire pour les hommes, alors qu'elle n'augmente que très faiblement avec le salaire des femmes. La probabilité qu'une rencontre soit couronnée de succès passe par exemple de 33% pour les hommes du premier décile à 54% dans le dernier décile. Cette probabilité varie en fonction de l'éducation uniquement pour les femmes, pour lesquelles la probabilité maximale est atteinte lorsque le niveau d'éducation est intermédiaire. Cette probabilité est également plus forte pour des hommes et des femmes avec des indices élevés.

Les variations que subit cette probabilité en fonction des caractéristiques conjointes de l'homme et de la femme renseignent sur le degré d'homogamie dans la formation des couples. En termes de salaire, les changements sont de faible ampleur pour les premiers déciles de salaire. Dans le haut de la distribution des salaires, en revanche, les probabilités de formation des couples tendent à favoriser l'homogamie, et ce avec un gradient d'autant plus grand que le niveau de salaire du conjoint potentiel est élevé. La probabilité de former une union passe ainsi de 34% à 56% lorsque les femmes dont le salaire est médian rencontrent des hommes dont le salaire est dans le dernier décile plutôt que dans le premier, et de 25% à 69% lorsque ce sont des femmes du dernier décile qui sont concernées. Ces variations sont de plus grande ampleur s'agissant de l'éducation, et sont symétriques en fonction du genre. La formation des couples sur la base de l'éducation conduit à une forte homogamie : la probabilité d'une union est d'autant plus élevée que les rencontres concernent un homme et une femme dont les niveaux d'éducation sont similaires. Enfin, on observe également une homogamie au niveau de l'indice culturel avec une probabilité d'union qui augmente quand les indices des deux conjoints augmentent également et qui est faible lorsque les deux membres du couple ont des indices culturels éloignés l'un de l'autre.

Le processus de dissolution des couples supposé dans la modélisation implique que les séparations ne sont que le miroir inversé des unions : de même qu'une union est facilitée par une affinité (z) suffisamment grande pour en rendre le surplus positif, les dissolutions sont provoquées par une mise à jour de cette affinité (un nouveau tirage dans la distribution de cette variable) qui conduit à un surplus négatif. En termes probabilistes, ce mécanisme implique que ces probabilités d'union correspondent au complément à 1 des probabilités de séparation. Les déformations de la probabilité d'union liées au salaire comme à l'éducation qui ont été documentées ci-dessus se traduisent donc également par une grande plus stabilité des couples dont les caractéristiques conduisent à une probabilité d'union plus élevée.

La Figure 3 illustre la manière dont ces variations des probabilités d'union se traduisent en termes de salaire relatif au sein des ménages d'après l'estimation fournie par le modèle. La Figure 3a présente la probabilité qu'une union soit formée en fonction du salaire relatif de la femme, et montre que la probabilité de sortir du célibat en formant une union est très éloignée de la situation hypothétique dans laquelle les couples se formeraient au hasard, conduisant à une probabilité constante pour un niveau donné de salaire relatif de la femme : cette probabilité est très élevée pour les rencontres qui conduisent à un fort déséquilibre en faveur de l'homme dans le niveau du salaire relatif, et fortement décroissante pour les rencontres dans lesquelles les salaires sont plus équilibrés entre l'homme et la femme.

FIGURE 3 – Processus de formation des couples en fonction du salaire relatif



Les conséquences d’une telle sélectivité sur la composition des ménages dépendent de la distribution des salaires parmi les femmes et parmi les hommes (qui influence la probabilité qu’un homme rencontre une femme dont le niveau de salaire correspond au sien). Le résultat de cette combinaison entre assortativité dans le mariage et distribution des salaires dans la population est présenté dans la Figure 3b. L’ajustement des données fourni par le modèle correspond à celui qui a été présenté dans la Figure 2a. Nous comparons cette prédiction du modèle à trois situations de référence hypothétiques. La première (appelée ‘contrefactuel sorting’) correspond à la distribution qui serait observée si la distribution du salaire était identique parmi les femmes à celle qui est observée pour les hommes tout en maintenant constant le processus de formation des couples qui a cours dans les données. En comparant ces deux distributions, il apparaît le déséquilibre dans les distributions de salaire entre les hommes et les femmes conduit à tirer très légèrement la distribution des couples vers la gauche, c’est à dire en direction d’une plus grande proportion de couples dans lesquels le salaire de la femme est inférieur à celui de son conjoint.

La deuxième situation de référence (‘Couples aléatoires’) consiste à supposer que la formation des couples se déroule selon un processus de rencontre et d’union uniforme, par tirage aléatoire dans la distribution observée du salaire parmi les femmes et les hommes célibataires ; tandis que la troisième (appelée ‘contrefactuel aléatoire’) combine ces deux situations hypothétiques en supposant à la fois une formation des couples aléatoire et des distributions de salaires identiques entre hommes et femmes ; et fournit donc une mesure de la situation de référence la plus égalitaire possible. La principale conclusion qui se dégage de ces comparaisons est que la proportion de couples dans lesquels le salaire de la femme est supérieur à celui de son conjoint est beaucoup plus grande lorsque l’on suppose que les couples sont formés de manière aléatoire. La sélectivité dans les choix de conjoint est donc le moteur principal de la composition observée des couples.

4.2 Les sources de complémentarité dans les caractéristiques des conjoints

La modélisation du processus de formation des couples proposée dans cet article permet de distinguer d’une part les complémentarités de nature économique qui se traduisent à la fois par

TABLEAU 5 – Projection des sources de complémentarité sur les caractéristiques des conjoints

Projection de C (en pourcentage du revenu disponible)

(a) En fonction des quantiles de salaire

Hommes	Femmes				
	Q_{10}	Q_{25}	Q_{50}	Q_{75}	Q_{90}
Q_{10}	24.6	22.1	16.5	13.7	11.4
Q_{25}	19.6	17.3	13.9	11.9	9.9
Q_{50}	13.4	12.6	10.9	9.7	8.6
Q_{75}	10.1	9.6	8.5	8.0	7.5
Q_{90}	7.8	7.5	6.8	6.6	6.4

(b) En fonction des niveaux d'éducation

Hommes	Femmes		
	(1)	(2)	(3)
(1)	30.2	16.0	5.9
(2)	5.5	18.2	9.2
(3)	16.5	4.5	14.3

(c) En fonction des quantiles de l'index

Hommes	Femmes		
	Q_{10}	Q_{50}	Q_{90}
Q_{10}	13.2	48.0	36.5
Q_{50}	8.6	9.2	12.0
Q_{90}	11.2	9.8	11.3

Projection de Z

(d) En fonction des quantiles de salaire

Hommes	Femmes				
	Q_{10}	Q_{25}	Q_{50}	Q_{75}	Q_{90}
Q_{10}	0.52	0.53	0.46	0.42	0.35
Q_{25}	0.56	0.56	0.52	0.52	0.46
Q_{50}	0.51	0.51	0.58	0.61	0.59
Q_{75}	0.48	0.53	0.60	0.66	0.70
Q_{90}	0.50	0.55	0.62	0.67	0.73

(e) En fonction des niveaux d'éducation

Hommes	Femmes		
	(1)	(2)	(3)
(1)	0.67	0.60	0.26
(2)	0.36	0.63	0.42
(3)	0.27	0.48	0.72

(f) En fonction des quantiles de l'index

Hommes	Femmes		
	Q_{10}	Q_{50}	Q_{90}
Q_{10}	0.39	0.55	0.32
Q_{50}	0.40	0.60	0.45
Q_{90}	0.24	0.56	0.62

Projection de $1 - \rho(z)$

(g) En fonction des quantiles de salaire

Hommes	Femmes				
	Q_{10}	Q_{25}	Q_{50}	Q_{75}	Q_{90}
Q_{10}	0.48	0.52	0.58	0.64	0.69
Q_{25}	0.43	0.46	0.53	0.58	0.65
Q_{50}	0.35	0.39	0.45	0.51	0.57
Q_{75}	0.29	0.32	0.38	0.43	0.50
Q_{90}	0.25	0.28	0.33	0.38	0.44

(h) En fonction des niveaux d'éducation

Homme	Femme		
	(1)	(2)	(3)
(1)	0.46	0.54	0.66
(2)	0.37	0.48	0.65
(3)	0.22	0.36	0.47

(i) En fonction des quantiles de l'index

Hommes	Femmes		
	Q_{10}	Q_{50}	Q_{90}
Q_{10}	0.56	0.57	0.54
Q_{50}	0.49	0.50	0.46
Q_{90}	0.45	0.47	0.43

Notes. Valeurs estimées de C (panel supérieur), Z (panel intermédiaire) et $1 - \rho(z)$ (panel inférieur) en fonction du quantile de salaire de l'homme et de la femme (moitié gauche) et de leur niveau d'éducation (moitié droite) : (1) peu qualifié, (2) qualification intermédiaire, (3) études supérieures.

la manière dont le revenu total généré par le ménage est partagé entre les conjoints, qui est mesuré par la part $1 - \rho(z)$ du revenu qui revient à la femme, et par une plus grande efficacité de la production domestique, capturée par le paramètre Z ; et, d'autre part, les complémentarités de nature hédonique, qui sont mesurées en termes d'équivalent revenu par le paramètre de coût $C = t_m + t_f$. Ces transferts correspondent en effet à la différence entre le revenu qu'obtiendrait un individu s'il était célibataire et celui que ce même individu obtient implicitement avec les mêmes choix d'allocation de son temps en vivant maritalement — i.e., $t_g = R_g^0 - R_g^1$.

Ce coût est calculé en pourcentage du revenu disponible (en pourcentage de X^1) dans la moitié supérieure du Tableau 5, qui présente sa valeur estimée en fonction de la combinaison des salaires (à gauche), de l'éducation (à droite) et de l'indice (en bas à gauche) des conjoints. Pour la plupart des couples, il existe un coût supplémentaire à financer lors du mariage (i.e., la somme des transferts est négative, ce qui peut correspondre, par exemple, aux dépenses nécessaires à l'éducation des enfants). Ce coût représente environ 6% du revenu des ménages à haut salaire et 25% du revenu des ménages à bas salaires. Ce coût relatif diminue plus rapidement avec le salaire des hommes qu'avec celui des femmes. Ce coût représente en moyenne 30% du revenu des ménages peu éduqués et 14% du revenu des ménages éduqués. Il semble très élevé pour les ménages où l'index culturel des femmes est élevé et celui des hommes est faible.

La partie intermédiaire du Tableau 5 décrit la distribution des complémentarités économiques, mesurées en termes de production domestique. Ces complémentarités sont relativement constantes en fonction du salaire des conjoints dans le bas de la distribution des salaires, et tendent à s'accroître avec le salaire des deux conjoints pour les niveaux de salaire plus élevés : le long de la première diagonale, les complémentarités s'accroissent fortement dans le haut de la distribution de salaire en comparaison des complémentarités auxquelles sont exposés chacun des conjoints dans des couples où les salaires sont distincts. Cette tendance est observée pour tous les niveaux d'éducation, dont les niveaux de complémentarité le long de la première diagonale sont plus élevés dans tous les couples homogames en comparaison des couples où les niveaux d'éducation diffèrent entre les conjoints. Les complémentarités sont également élevées lorsque les indices culturels des deux partenaires sont élevés.

La partie inférieure du Tableau 5, enfin, présente la manière dont le revenu généré à la fois par les activités des conjoints et par ces différentes complémentarités est implicitement partagé entre l'homme et la femme dans le couple. Le partage du revenu se fait plutôt en faveur des hommes, avec une part presque toujours inférieure à 50%. L'écart de salaire entre l'homme et la femme a un effet important sur cette règle de partage du revenu, qui tend à s'infléchir en faveur de celui des deux conjoints dont le salaire est le plus élevé. L'éducation des conjoints influence de manière similaire cette répartition du revenu, qui tend à être plus favorable à celui des deux conjoints qui est le plus éduqué. Le partage du revenu varie très peu avec l'indice culturel des femmes mais semble être plus favorable aux hommes au fur et à mesure que leur indice augmente.

5 Conclusion

Afin de distinguer les différentes forces motrices de l'homogamie économique dans les couples, cette étude présente les principales composantes d'une approche unifiée permettant d'analyser si-

multanément les décisions de formation des couples en fonction des caractéristiques des conjoints et les modalités de partage des ressources et de spécialisation dans les couples qui en résultent. Ce faisant, cette approche permet d’expliciter les complémentarités qui conduisent les individus à décider de vivre maritalement et permet de mesurer l’effet des caractéristiques des conjoints sur ces complémentarités.

A titre d’illustration, l’approche est appliquée à l’homogamie des couples d’Allemagne de l’Ouest fondée sur l’éducation, le salaire et une mesure d’attitude culturelle. Nos résultats montrent que la proportion observée de couples où les femmes ont des salaires inférieurs à leurs conjoints est nettement plus élevée que celle que l’on observerait si les couples se formaient au hasard. L’homogamie en termes de salaires est principalement concentrée dans le haut de la distribution de revenu, où les complémentarités de nature monétaire sont également les plus fortes dans cette dimension. L’éducation est un moteur important d’homogamie, qui est assortie de fortes complémentarités tant monétaires que non-monétaires.

Si ces résultats permettent de dresser un constat précis de l’homogamie et de ses sources, la période d’observation ne permet pas de documenter l’évolution du phénomène au cours du temps. Un tel exercice serait d’autant plus utile qu’il permettrait également de distinguer dans cette évolution l’effet de l’évolution des caractéristiques socio-économiques dans la population (augmentation tendancielle de l’éducation, et donc des salaires, convergence du niveau d’éducation entre femmes et hommes), des distorsions éventuelles au cours du temps des complémentarités entre conjoints et, enfin, de la modification des modalités de partage des ressources à l’intérieur des ménages. Les conclusions que l’on pourrait tirer d’une telle décomposition resteront néanmoins limitées par la difficulté à prendre en compte les décisions de participation au marché du travail à laquelle se heurte cette modélisation. Il nous paraît indispensable à l’avenir d’enrichir cette approche afin d’inclure l’ensemble des couples, qu’ils soient bi-actifs ou non.

Références

- ARPINO, B., M. LE MOGLIE, ET L. MENCARINI (2022) : “What Tears Couples Apart : A Machine Learning Analysis of Union Dissolution in Germany,” *Demography*, 59(1), 161–186.
- BARG, K., ET M. BEBLO (2012) : “Does “Sorting into Specialization” Explain the Differences in Time Use between Married and Cohabiting Couples ? An Empirical Application for Germany,” *Annals of Economics and Statistics*, (105/106), 127–152.
- BELLANI, D., G. ESPING ANDERSEN, ET L. PESSIN (2018) : “When Equity Matters for Marital Stability : Comparing German and U.S. Couples,” *Journal of Social and Personal Relationships*, 35(9), 1273–1298.
- BLOSSFELD, H.-P. (2009) : “Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective,” *Annual Review of Sociology*, 35(1), 513–530.
- BOERTIEN, D., ET I. PERMANYER (2019) : “Educational Assortative Mating as a Determinant of Changing Household Income Inequality : A 21-Country Study,” *European Sociological Review*, 35(4), 522–537.
- BOUCHET-VALAT, M. (2014) : “Les évolutions de l’homogamie de diplôme, de classe et d’origine sociales

- en France (1969-2011) : ouverture d'ensemble, repli des élites," *Revue française de sociologie*, 55(3), 459–505.
- CHIAPPORI, P.-A. (2012) : "Modèles d'appariement en économie. Quelques avancées récentes," *Revue Économique*, 63(3), 437–452.
- (2020) : "The Theory and Empirics of the Marriage Market," *Annual Review of Economics*, 12(1), 547–578.
- CHIAPPORI, P.-A., ET O. DONNI (2006) : "Les Modèles Non Unitaires de Comportement Du Ménage : Un Survol de La Littérature," *L'Actualité Économique*, 82(1-2), 9–52.
- CHIAPPORI, P.-A., B. FORTIN, ET G. LACROIX (2002) : "Marriage market, divorce legislation, and household labor supply," *Journal of Political Economy*, 110(1), 37–72.
- CONSALES, G., M. FESSEAU, ET V. PASSERON (2009) : "La Consommation Des Ménages Depuis Cinquante Ans," *Dossier INSEE*, "Cinquante ans de consommation en France", pp. 13–31.
- DEATON, A., ET J. MUELLBAUER (1981) : "Functional Forms for Labor Supply and Commodity Demands with and without Quantity Restrictions," *Econometrica*, 49(6), 1521–1532.
- GIHLEB, R., ET K. LANG (2020) : "Educational Homogamy and Assortative Mating Have Not Increased," in *Change at Home, in the Labor Market, and On the Job*, ed. by S. W. Polachek, et K. Tatsiramos, vol. 48 of *Research in Labor Economics*, pp. 1–26. Emerald Publishing Limited.
- GONALONS-PONS, P., ET C. R. SCHWARTZ (2017) : "Trends in Economic Homogamy : Changes in Assortative Mating or the Division of Labor in Marriage?," *Demography*, 54(3), 985–1005.
- GOUSSÉ, M., N. JACQUEMET, ET J.-M. ROBIN (2017a) : "Marriage, labor supply, and home production," *Econometrica*, 85(6), 1873–1919.
- GOUSSÉ, M., N. JACQUEMET, ET J.-M. ROBIN (2017b) : "Household labour supply and the marriage market in the UK, 1991-2008," *Labour Economics*, 46, 131–149.
- GOUSSÉ, M., N. JACQUEMET, ET J.-M. ROBIN (2023) : "Culture and Marriage : Lessons from German Reunification," *Mimeo*.
- GRAVE, B. S., ET C. M. SCHMIDT (2012) : "The Dynamics of Assortative Mating in Germany," *Ruhr Economic Papers*, (346).
- MANSER, M., ET M. BROWN (1980) : "Marriage and household decision-making : A bargaining analysis," *International Economic Review*, 21(1), 31–44.
- MARE, R. D. (1991) : "Five Decades of Educational Assortative Mating," *American Sociological Review*, 56(1), 15–32.
- MAZZOCCO, M. (2007) : "Household Intertemporal Behaviour : A Collective Characterization and a Test of Commitment," *Review of Economic Studies*, 74(3), 857–895.
- MCLEROY, M. B., ET M. J. HORNEY (1981) : "Nash-bargained household decisions : Toward a generalization of the theory of demand," *International Economic Review*, 22(2), 333–349.
- PEICHL, A., N. PESTEL, ET H. SCHNEIDER (2012) : "Does Size Matter? The Impact of Changes in Household Structure on Income Distribution in Germany," *Review of Income and Wealth*, 58(1), 118–141.

- SCHWARTZ, C. R. (2013) : “Trends and Variation in Assortative Mating : Causes and Consequences,” *Annual Review of Sociology*, 39(1), 451–470.
- SCHWARTZ, C. R., ET R. D. MARE (2005) : “Trends in Educational Assortative Marriage from 1940 to 2003,” *Demography*, 42(4), 621–646.
- SHIMER, R., ET L. SMITH (2000) : “Assortative Matching and Search,” *Econometrica*, 68(2), 343–369.
- SOFER, C. (2012) : “Choix familiaux et politiques publiques,” *Revue Française d’Économie*, XXVII(1), 9–45.
- VERMEULEN, F. (2002) : “Collective Household Models : Principles and Main Results,” *Journal of Economic Surveys*, 16(4), 533–564.
- WISE, R., ET C. ZANGGER (2017) : “Educational Homogamy and Inter-Couple Income Inequality : Linking Demographic and Socio-Economic Consequences of Educational Expansion in Germany and Switzerland,” *Swiss Journal of Sociology*, 43(3), 587–610.
- WOLFF, F.-C. (2012) : “Développements récents en économie de la famille,” *Revue Économique*, 63(2), 181–185.

Annexes

A Procédures d'estimations des paramètres structurels

A.1 Estimation des paramètres qui gouvernent les rencontres

L'identification des paramètres qui gouvernent respectivement les rencontres (la fonction $\lambda = \xi(N_m N_f)^{-1/2}$) et la probabilité de mise à jour de la variable d'affinité (δ) s'appuie sur les flux de mariages $MF(i, j)$ et de divorces $DF(i, j)$ de chaque type (i, j) observés dans l'échantillon. Le nombre de nouveaux mariages de type (i, j) est déterminé par la fréquence des rencontres et la probabilité qu'une telle rencontre se solde par une union, soit :

$$MF(i, j) = \lambda n_m(i) n_f(j) \alpha_{ij}. \quad (5)$$

Les séparations surviennent lorsque la mise à jour du degré d'affinité z (événement dont la fréquence est δ) conduit à un surplus qui n'est plus positif. Cet événement correspond à la probabilité qu'une rencontre de type (i, j) confrontée à ce même tirage ne se solde pas par une union, soit $(1 - \alpha_{ij})$. Le flux de séparations observé résulte de ce processus :

$$DF(i, j) = m(i, j) \delta (1 - \alpha_{ij}). \quad (6)$$

En notant $MR(i, j) \equiv \frac{MF(i, j)}{n_m(i) n_f(j)}$ le taux de mariages (parmi les mariages potentiels définis par la distribution des célibataires) et $DR(i, j) \equiv \frac{DF(i, j)}{m(i, j)}$ le taux de divorces, la combinaison des équations (5) et (6) définit une relation linéaire entre ces quantités observables :

$$\frac{MR(i, j)}{\lambda} + \frac{DR(i, j)}{\delta} = 1 \Leftrightarrow \frac{MR(i, j)}{\xi(N_m N_f)^{-1/2}} + \frac{DR(i, j)}{\delta} = 1$$

qui permet d'estimer les paramètres $1/\xi$ et $1/\delta$ par la méthode des moindres carrés ordinaires.

A.2 Fonction objectif de l'estimation des paramètres de préférence

Les résidus intégrés à la fonction objectif de l'étape 2 de l'estimation sont construits de manière à ajuster les variations observées à la fois de la demande totale de loisir des ménages, pour les couples¹⁴ :

$$u_1 = \frac{1}{b_m} w_m (e_m^1 - a_{1m}) + \frac{1}{b_f} w_f (e_f^1 - a_{1f}) - X^1,$$

comme pour les célibataires :

$$u_{3g} = \frac{1}{b_g} w_g (e_g^0 - a_{1g}) - X_g^0, \quad g \in \{m, f\},$$

et du temps individuel de travail domestique :

$$\begin{aligned} u_{2g} &= w_g (d_g^1 - D_g^1) - K_g^1 X^1, & g \in \{m, f\}, \\ u_{4g} &= w_g (d_g^0 - D_g^0) - K_g^0 X_g^0, & g \in \{m, f\}, \end{aligned}$$

Tous ces termes sont définis en termes de revenu et sont donc mesurés selon une métrique homogène.

La minimisation du carré de ces résidus permet d'estimer une première partie des paramètres

14. Les dépenses totales des ménages, X^1 , et des célibataires, X^0 , sont définis par les équations (2) et (4) dans le texte.

$(a_0, a_1, b, D^1, D^0, K^1, K^0, C)$ puis de construire les heures individuelles des hommes et femmes en couple. En deuxième étape, la valeur estimée de ces paramètres permet d’estimer β et σ_z à partir de la moyenne et de la variance observées des heures travaillées par les personnes mariées (voir Goussé, Jacquemet, et Robin, 2023, pour une description détaillée des différentes étapes de l’estimation).

B Caractéristiques des couples dans l’échantillon complet

Afin de documenter la spécificité des couples sur lesquels porte notre étude (appelé “échantillon restreint” ci-dessous) en raison de la sélection des personnes en couples dont les heures de travail sont positives, le Tableau 6 présente une comparaison avec le niveau d’éducation qui peut être observé parmi l’ensemble des hommes et femmes présents dans l’échantillon (appelé “échantillon large”).

TABLEAU 6 – Statistiques descriptives de l’éducation dans l’échantillon complet

	Hommes		Femmes	
	Large	Restreint	Large	Restreint
Education	2.05 (0.77)	2.05 (0.76)	2.07 (0.69)	2.10 (0.66)
Age	43.8 (8.28)	44.7 (7.72)	41.6 (8.46)	42.5 (7.97)
Nbre d’observations	7840	3492	7840	3492

Notes. Le niveau de formation initiale est mesuré de manière catégorielle : 1 = peu qualifié, 2 = qualification intermédiaire, 3 = études supérieures.

L’absence de différence marquée entre les deux échantillons s’applique également au degré d’homogamie en matière d’éducation, présenté dans le Tableau 7, qui réplique sur ce même échantillon large l’analyse réalisée sur l’échantillon restreint dans le Tableau 1 en corps de texte.

TABLEAU 7 – Distribution des couples en termes d’éducation dans l’échantillon large

Homme	Femme		
	Peu qualifiée	Qualification intermédiaire	Études supérieures
Peu qualifié	0.12	0.13	0.02
Qualification intermédiaire	0.06	0.28	0.07
Études supérieures	0.02	0.12	0.18

Malgré la similarité entre les deux échantillons dans ces différentes dimensions, ces statistiques descriptives ne sont pas suffisantes à garantir que les conclusions de l’analyse resteraient valides en levant les contraintes de participation au marché du travail qui conditionnent l’analyse présentée dans l’article.