

# Homogamie socioprofessionnelle et ressemblance en termes de niveau d'études : constat et évolution au fil des cohortes d'unions

Mélanie Vanderschelden\*

---

En 1999, près d'un couple sur trois est composé de deux personnes de même position sociale, soit deux fois plus que si les couples s'étaient formés au hasard. Cette proportion est un peu moins forte pour les unions formées dans les années 1990 que pour celles ayant débuté dans les années 1930 et 1940. Dans le même temps, la structure socio-professionnelle de la population a évolué. Ces changements expliquent dans une large mesure l'évolution de l'homogamie socioprofessionnelle sur la période considérée. Mais une fois les modifications de la structure socio-professionnelle prises en compte, l'évolution de l'homogamie reste indéterminée : il est difficile de dire si les hommes et les femmes se mettent plus ou moins que par le passé en couple avec un conjoint de même catégorie socio-professionnelle.

Les conjoints ont aussi dans la majorité des couples des niveaux d'études identiques. Cependant, la proportion de couples composés de deux personnes de même niveau d'études est moins élevée pour les unions récentes que pour les unions formées dans les années 1950. Cette évolution résulte en partie des changements importants dans le domaine de l'éducation et en particulier de l'élévation du niveau d'études. Mais indépendamment de cet effet structurel, la tendance à l'homogamie en termes de niveau d'études s'est affaiblie.

Les facteurs favorisant la proximité entre conjoints du point de vue de leur niveau d'études sont variés mais s'être mis en couple avant la fin de ses études est déterminant.

---

\* Au moment de la rédaction de cet article, Mélanie Vanderschelden appartenait à la division Enquêtes et Études Démographiques de l'Insee.

Les couples composés de deux personnes appartenant à la même *catégorie socioprofessionnelle* (pour la définition, cf. encadré 1) représentent 30 % de l'ensemble des couples en 1999 (Vanderschelden, 2006). Cette proportion est près de deux fois supérieure à celle que l'on observerait si les couples s'étaient formés au hasard. La proportion de couples formés de deux personnes de même catégorie socioprofessionnelle a un peu diminué au fil des cohortes d'unions. Il ne faut pourtant pas en conclure que l'homogamie socioprofessionnelle est moindre de nos jours, cette baisse apparente de l'*homogamie* (pour la définition, cf. encadré 1) pouvant être la conséquence de l'évolution de la structure socioprofessionnelle de la population. Il s'agit donc dans cet article de mesurer l'évolution sur le long terme de l'*homogamie socioprofessionnelle* (pour la définition, cf. encadré 1), une fois neutralisés les effets des changements structurels.

La question de la proximité sociale des conjoints se pose également en termes de *niveau d'études* (pour la définition, cf. encadré 1). Une analyse des ressemblances entre conjoints de ce point de vue complète donc les résultats relatifs à l'homogamie socioprofessionnelle. Elle vise à mettre en évidence une éventuelle tendance à l'homogamie en termes de niveau d'études, mais aussi, le cas échéant, les principaux facteurs qui y contribueraient. Les dernières décennies ayant été marquées par un allongement de la scolarité, il importe de rapprocher les modifications de la structure de la population par niveau d'études de l'évolution de la proportion de couples homogames.

### La baisse du taux d'homogamie n'est pas révélatrice d'une moindre tendance à l'union entre conjoints de même catégorie socioprofessionnelle

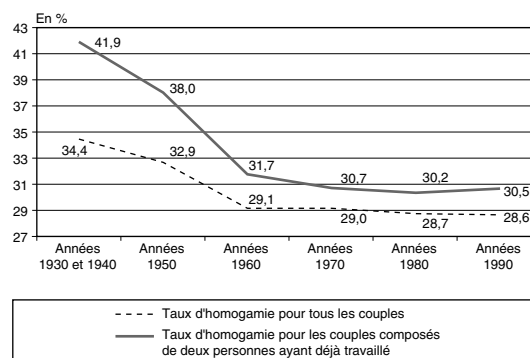
La proportion de couples composés d'un homme et d'une femme appartenant à la même catégorie socioprofessionnelle a diminué au fil du temps : elle est passée de 34 % pour les couples formés dans les années 1930 et 1940 à 29 % pour ceux constitués dans les années 1990. Elle s'est en fait fortement réduite entre les années 1930 et 1940 et les années 1960, puis s'est stabilisée (cf. graphique I). Mais il est impossible d'en déduire que la tendance à

l'union entre personnes de même catégorie socioprofessionnelle est moindre de nos jours. Cette baisse de l'homogamie peut en effet être due, partiellement ou totalement, aux évolutions de la structure socioprofessionnelle sur la période.

La proportion de couples homogames est calculée sur l'ensemble des couples, y compris ceux composés d'au moins un conjoint n'ayant jamais travaillé. Un couple dans lequel l'homme est ouvrier et la femme a toujours été inactive est comptabilisé parmi les couples hétérogames. Un couple composé de deux personnes n'ayant pas encore fait leur entrée dans la vie active (deux étudiants par exemple) est considéré comme homogame. Or, au cours des soixante-dix dernières années, le taux d'activité professionnelle des femmes s'est fortement accru : dans 18 % des couples formés dans les années 1930 et 1940, la femme n'a jamais travaillé, contre seulement 5 % des couples constitués dans les années 1980 (cf. tableau 1-A). Les femmes ayant toujours été inactives sont un peu plus nombreuses parmi les unions formées dans les années 1990 (8 %), du fait de la part plus importante de femmes jeunes, n'ayant pas encore terminé leurs études. La part d'hommes ayant toujours été inactifs est quant à elle stable et quasiment nulle. Quelle que soit leur catégorie socioprofessionnelle d'appartenance, les hommes sont de moins en moins nombreux à vivre avec une femme ayant toujours été inactive (cf. tableau 1-B).

L'évolution du taux d'homogamie calculé parmi les seuls couples composés de deux personnes ayant eu une activité professionnelle, bien qu'à la baisse également, est assez différente : il passe de 42 % pour les unions formées dans les années

Graphique I  
Proportion de couples composés de deux personnes de même position sociale selon l'année de mise en couple



1930 et 1940 à 31 % pour celles commencées dans les années 1990 (cf. graphique I).

Les couples formés par deux personnes ayant toujours été inactives sont en grande partie composés d'étudiants, dont la position sociale changera à court terme. Il est donc préférable d'exclure ces couples de l'analyse de l'évolution dans le temps de l'homogamie socio-professionnelle, d'autant plus que du fait de l'allongement des études, ces couples sont plus nombreux au sein des cohortes d'unions les plus récentes. Mais afin d'éviter de faire apparaître une évolution artificielle de l'homogamie, il faut aussi neutraliser l'effet de l'augmentation du taux d'activité des femmes. Considérer les couples dans lesquels seule la femme a toujours été inactive comme homogames serait tout aussi arbitraire que de les comptabiliser parmi les couples hétérogames. *Nous choisissons donc de nous intéresser désormais*

*aux seuls couples composés de deux personnes ayant déjà eu une activité professionnelle (cf. encadré 1).*

Si le taux d'activité des femmes a fortement augmenté, la structure socioprofessionnelle de la population a également beaucoup évolué au cours du siècle. La répartition des hommes et des femmes ayant déjà vécu en couple selon leur catégorie socioprofessionnelle a donc changé d'une cohorte d'unions à l'autre (cf. tableau 2). Cependant, la structure socioprofessionnelle de la population féminine au sein des différentes cohortes d'unions n'a pas évolué de la même façon que celle de la population masculine : 40 % des femmes qui ont formé leur union dans les années 1930 et 1940 sont employées en 1999 (en activité ou retraitées), contre 52 % de celles qui se sont mises en couple dans les années 1990, tandis que la proportion d'hommes employés est restée quasiment stable.

Tableau 1  
Proportion de femmes n'ayant jamais travaillé parmi les personnes ayant déjà vécu en couple...

A ... selon l'année de mise en couple

En %

Années de mise en couple	Années 1930 et 1940	Années 1950	Années 1960	Années 1970	Années 1980	Années 1990
Femmes (Hommes)	17,7 (0,1)	13,4 (0,1)	8,4 (0,1)	5,6 (0,2)	5,1 (0,3)	8,2 (2,1)

B ... selon la catégorie socioprofessionnelle du conjoint et l'année de mise en couple

En %

Années de mise en couple	Années 1930 et 1940	Années 1950	Années 1960	Années 1970	Années 1980	Années 1990
Agriculteurs	11,6	9,1	9,6	7,3	4,7	5,2
Indépendants	15,6	11,0	7,0	5,1	4,7	7,1
Cadres	25,7	13,0	6,4	3,3	3,1	6,2
Professions intermédiaires	15,3	10,3	4,5	2,8	2,5	5,7
Employés	19,2	13,7	7,5	4,2	4,0	7,4
Ouvriers	19,0	16,3	11,9	8,8	8,0	9,1
Sans activité	45,0	31,4	24,7	19,4	19,6	43,5

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

Tableau 2  
Évolution de la structure socioprofessionnelle de la population masculine et féminine (pour les personnes ayant déjà travaillé) au fil des cohortes d'unions

En %

	Années 1930 et 1940		Années 1950		Années 1960		Années 1970		Années 1980		Années 1990	
	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H
Agriculteurs	15,3	14,9	10,8	10,9	6,2	5,1	3,8	2,3	3,4	1,5	2,1	0,6
Indépendants	12,7	9,5	11,0	7,1	11,6	5,7	10,8	4,5	9,2	3,8	6,4	2,8
Cadres	8,2	1,9	10,9	2,7	14,5	4,9	15,6	6,4	14,8	7,3	13,1	8,0
Professions intermédiaires	12,1	9,1	15,1	12,0	20,3	17,5	22,3	21,2	22,2	22,4	22,8	24,9
Employés	17,1	39,9	15,7	45,2	14,6	50,2	14,3	50,9	14,5	52,2	16,7	52,3
Ouvriers	34,7	24,8	36,5	22,1	32,8	16,5	33,1	14,7	35,9	12,9	38,9	11,4
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Indice de dissimilarité	22,7		29,6		35,6		36,6		37,8		37,7	

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

## SOURCE, CHAMP, DÉFINITIONS

L'enquête *Étude de l'Histoire Familiale* a été réalisée à l'occasion du recensement de 1999 : 380 000 hommes et femmes de 18 ans ou plus ont rempli un questionnaire spécifique portant pour l'essentiel sur leur histoire familiale. Des informations, permettant de les dater, ont été collectées sur la première et la dernière unions vécues, qu'elles aient ou non donné lieu à un mariage, sous réserve d'une co-résidence des deux conjoints pendant au moins six mois.

Cependant, la personne interrogée ne fournit des renseignements que sur son dernier conjoint (année de naissance, lieu de naissance, état matrimonial antérieur...). Cette étude ne porte donc que sur la dernière union vécue par la personne interrogée. Il s'agit de sa première union ou d'une union postérieure, que cette union soit encore en cours à la date de l'enquête ou qu'elle ait été rompue. Par conséquent, les « premières » unions (cf. les définitions) font référence aux personnes n'ayant vécu qu'une seule fois en couple tandis que les remises en couple concernent les personnes qui ont rompu leur première union et qui ont vécu avec au moins un autre conjoint.

**Champ**

Seule la dernière union de la personne interrogée est prise en compte dans cette étude, mais les résultats relatifs à l'évolution de l'homogamie socioprofessionnelle au fil des cohortes d'unions portent aussi bien sur les personnes qui n'ont vécu qu'une seule union que sur celles qui se sont remises en couple. Les dernières unions sont toutes comptabilisées, qu'elles soient toujours en cours ou qu'elles aient été rompues. Sont exclues du champ de l'analyse les premières unions ayant été suivies d'une autre union, ainsi que les unions autres que la première et la dernière (peu nombreuses). Il est peu probable que ces unions diffèrent des autres du point de vue des ressemblances entre conjoints. Par conséquent, le biais ainsi induit peut être considéré comme négligeable.

Les personnes n'ayant jamais travaillé sont exclues de l'analyse qui cherche à déterminer l'évolution de l'homogamie socioprofessionnelle nette de l'évolution de la structure sociale.

Le niveau d'études du conjoint de la personne interrogée n'étant connu que si les conjoints vivent toujours ensemble, seules les unions toujours en cours en 1999 sont prises en compte dans l'analyse des ressemblances en termes de niveau d'études. Cette restriction au champ des seules unions en cours peut biaiser les résultats relatifs à l'évolution dans le temps de l'homogamie du point de vue du niveau d'études si les unions rompues présentent un profil particulier en ce qui concerne la ressemblance entre conjoints en termes de niveau d'études. Pour étudier l'évolution dans le temps de l'homogamie du point de vue du niveau d'études, il a en outre été tenu compte uniquement des premières unions. Il s'agissait de rendre l'ensemble des unions étudié aussi homogène que

possible en annulant l'effet de l'augmentation du nombre de remises en couple dans les cohortes d'unions les plus récentes. Les résultats obtenus ne sont donc pas généralisables à l'ensemble des unions. L'étude de l'évolution de la ressemblance en termes de niveau d'études porte seulement sur les unions commencées entre 1950 et 1999. En effet, les unions les plus anciennes, c'est-à-dire celles commencées avant 1950, sont le fait de personnes assez âgées. Bon nombre d'entre elles, ayant perdu leur conjoint, vivent désormais seules et ont donc décrit comme dernière union une union rompue, qui n'est pas prise en compte. Les unions commencées avant 1950 et encore en cours en 1999 présentent peut-être un profil particulier. Il a été jugé préférable de les exclure de l'analyse.

L'analyse de l'évolution dans le temps de l'homogamie socioprofessionnelle et celle de l'évolution dans le temps de l'homogamie en termes de niveau d'études ne reposent donc pas sur le même champ. Les résultats de cette deuxième analyse peuvent laisser penser que si l'évolution dans le temps de l'homogamie socioprofessionnelle était étudiée autrement (cohortes quinquennales et même champ que pour la deuxième analyse), les résultats pourraient être différents. Il semblerait en fait que les résultats ne soient pas très dépendants du champ retenu. Ainsi, la comparaison des effectifs estimés avec le modèle de constance de l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme et des effectifs observés avec le champ retenu pour l'analyse de l'évolution dans le temps de l'homogamie en termes de niveau d'études aboutit à la même conclusion. Entre la cohorte des unions formées dans les années 1950-1954 et la cohorte des unions formées entre 1995 et 1999, l'homogamie socioprofessionnelle n'a pas évolué de façon significative.

**Définitions**

*Écart d'âge entre conjoints* : l'écart d'âge est calculé en différence de millésimes. Les conjoints sont considérés « du même âge » s'ils sont nés au cours d'une même année civile ou au cours de deux années consécutives. Par exemple, c'est le cas lorsque l'homme est né en 1950 et la femme en 1949, 1950 ou 1951. Quand l'écart entre les années de naissance de la femme et de l'homme est supérieur à un an, il est question d'« hommes plus âgés que leur conjointe » ou de « femmes plus âgées que leur conjoint », selon le sens de l'écart.

*Catégorie socioprofessionnelle* : il s'agit de la catégorie socioprofessionnelle en 1999. La catégorie socioprofessionnelle est repérée à la date de l'enquête et non au moment de la rencontre du conjoint. La mobilité sociale intervenue entre ces deux dates n'est donc pas prise en compte. Par conséquent, l'homogamie observée résulte à la fois du choix du conjoint lors de la mise en couple et des changements qui ont pu intervenir ensuite, comme la mobilité des hommes et des femmes. Parmi les personnes exerçant une acti-

L'indice de dissimilarité (cf. encadré 2) entre la structure socioprofessionnelle de la population féminine et celle de la population masculine pour chacune des cohortes d'unions montre que la répartition des femmes selon leur catégorie socioprofessionnelle s'est éloignée de celle des hommes (cf. tableau 2). Pour les unions formées dans les années 1930 et 1940, ce sont 23 % des hommes ou des femmes qui devraient changer de catégorie socioprofessionnelle pour que les répartitions des hommes et des femmes selon leur position sociale soient identiques, contre 38 % pour les unions commencées dans les années 1990. Par ailleurs, la valeur de l'indice croît nettement des années 1930 et 1940 aux années 1960, pour se stabiliser ensuite. La res-

semblance entre l'évolution de l'indice de dissimilarité et le taux d'homogamie laisse penser que l'évolution du taux d'homogamie est sans doute fortement corrélée à celle de la structure socioprofessionnelle de la population et qu'elle lui est peut-être en grande partie imputable.

### **L'homogamie socioprofessionnelle a en fait peu évolué sur le long terme, une fois les changements de la structure sociale pris en compte**

Deux techniques sont mises en œuvre pour analyser l'évolution de l'homogamie une fois les changements de la structure socioprofes-

#### Encadré 1 (suite)

tivité professionnelle ou ayant exercé une activité professionnelle dans le passé, on distingue six catégories : 1- Agriculteurs, 2- Indépendants non agricoles, 3- Cadres ou professions intellectuelles supérieures, 4- Professions intermédiaires, 5- Employés et 6- Ouvriers. Celles qui sont momentanément ou définitivement en arrêt d'activité sont classées dans la catégorie socioprofessionnelle correspondant à leur ancienne activité. Seules les personnes n'ayant jamais exercé d'activité professionnelle appartiennent à la catégorie socioprofessionnelle « sans activité professionnelle ». La nomenclature retenue n'est bien sûr pas neutre sur les résultats de l'étude. Par exemple, avec une nomenclature plus détaillée, le taux d'homogamie obtenu serait plus faible.

*Homogamie socioprofessionnelle* : union de deux personnes de même catégorie socioprofessionnelle.

La proximité des différentes catégories peut être discutée et conduire à la définition d'une homogamie « élargie ». Ainsi, deux conjoints ouvriers pourraient être considérés comme aussi proches qu'un homme ouvrier et une femme employée. Cependant, dans cette étude, on s'intéresse seulement à l'homogamie définie comme l'union de deux personnes appartenant strictement à la même catégorie socioprofessionnelle.

Autrefois, les femmes étaient souvent inactives. Les études les plus anciennes sur le thème de l'homogamie (Girard, 1974) rendaient donc compte de la proximité sociale entre conjoints en comparant la position sociale de l'homme à celle du père de la femme ou en rapprochant les positions sociales des pères de l'homme et de la femme. Les études suivantes (Deville, 1981 ; Audirac, 1982) ont cherché à comparer les catégories socioprofessionnelles des conjoints eux-mêmes. Cette mesure de l'homogamie présente l'avantage de tenir compte de l'accroissement de l'activité féminine ainsi que la mobilité intergénérationnelle. Cependant, les résultats obtenus de cette façon sont marqués par les fortes différences entre la structure de l'emploi masculin et la structure de l'emploi féminin. Les résultats obtenus à l'aide de cha-

cune de ces méthodes ne peuvent s'interpréter de la même façon. En effet, la comparaison entre la catégorie socioprofessionnelle du père de la femme et celui de son conjoint donne une mesure de la propension de la femme à choisir son conjoint en dehors de son milieu d'origine. Comparer les catégories socioprofessionnelles des pères des conjoints permet de dire s'ils s'unissent au sein de leur milieu social d'origine. Girard parlait dans ces deux cas d'homogamie sociale. Enfin, la comparaison des catégories socioprofessionnelles des conjoints eux-mêmes évalue la propension de la femme à choisir un conjoint en dehors de son propre milieu social.

Par extension, la ressemblance entre conjoints sur d'autres critères, comme le niveau d'études, est de plus en plus souvent désignée par le terme *homogamie*.

*Hétérogamie* : union de deux personnes de catégories socioprofessionnelles différentes. Par extension, ce terme peut faire référence à l'union de deux personnes différentes en termes de niveaux d'études, d'âge ou de nationalité par exemple.

*Nationalité* : nationalité au moment du recensement de 1999.

*Niveau d'études* : niveau d'études atteint en 1999, que le diplôme correspondant ait ou non été obtenu. On distingue dans cette étude quatre niveaux seulement : 1- École primaire, 2- Collège, CAP, BEP, 3- Lycée et 4- Études supérieures. Les résultats relatifs à la ressemblance entre conjoints en termes de niveau d'études sont dépendants de cette nomenclature, assez agrégée.

Une *union de rang 1* ou « première union » d'une femme est une union dans laquelle la femme n'avait jamais vécu auparavant en couple. Cette union a pu être rompue au moment de l'enquête mais ne peut avoir été suivie d'une remise en couple puisque les question sont posées sur le dernier conjoint. On ne parle de remises en couple que pour les autres unions.

sionnelle pris en compte, et voir si la tendance à l'union entre personnes de même position sociale est plus ou moins forte que par le passé : la comparaison de l'homogamie observée à celle qui serait obtenue sous l'hypothèse d'évolution « minimale » de l'homogamie, c'est-à-dire sous l'hypothèse que seule l'évolution de la structure socioprofessionnelle a modifié l'homogamie, et la modélisation log-linéaire.

La comparaison entre l'homogamie observée et celle qui serait observée sous l'hypothèse que l'évolution de la structure socioprofessionnelle explique totalement les changements intervenus dans la composition des couples (évolution dite « minimale » de l'homogamie) montre une faible évolution de la tendance à l'union entre personnes de même catégorie socioprofessionnelle. Cette comparaison repose sur le principe de conservation des rapports des chances relatives (1) de s'associer à un conjoint de la même catégorie socioprofessionnelle. Pour simuler la composition des couples selon les positions sociales de l'homme et de la femme que l'on obtiendrait sous l'hypothèse d'évolution « minimale » de l'homogamie, on reconstitue dans un premier temps le tableau de contingence des cohortes d'unions des années 1950 en conservant les marges, c'est-à-dire les effectifs totaux en ligne et en colonne de ce tableau (2) et en y appliquant l'association entre le groupe social de l'homme et le groupe social de la femme observée pour les unions formées dans les années 1930 et 1940 (cf. tableau 3). Les tableaux de contingence correspondant aux générations suivantes d'unions sont reconstruits de la même façon. On compare ensuite les taux d'homogamie observés pour chacune des cohortes d'unions à ceux obtenus par simulation. Un taux d'homogamie observé inférieur au taux

simulé indique un changement des comportements individuels correspondant à une tendance moindre à l'union entre personnes de même position sociale entre la cohorte de référence (celles des unions formées dans les années 1930 et 1940 dans le cas présent) et la cohorte considérée (cf. encadré 3).

Le taux d'homogamie observé est légèrement supérieur au taux simulé (taux obtenu sous l'hypothèse d'évolution minimale de l'homogamie) pour les années 1950. Il y aurait donc eu un très léger renforcement de l'homogamie entre les années 1930 et 1940 et les années 1950. Ensuite, le taux d'homogamie observé est toujours un peu inférieur au taux d'homogamie simulé. Dans chacune des cohortes d'unions suivantes, il y aurait donc un peu moins d'homogamie que dans les unions formées dans les années 1930 et 1940. Cependant, les écarts entre les taux observés et les taux simulés sont faibles. Une fois les changements de structure pris en compte, l'homogamie est donc, pour chacune des cohortes d'unions suivantes, à peu près aussi forte que pour les unions formées dans les années 1930 et 1940.

Il est possible également d'appliquer l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme des unions commencées dans les

1. Odds ratios.

2. On part donc de  $n_{jk}^{Années1950}$ , dont on conserve les sommes des lignes (les effectifs des catégories socioprofessionnelles des hommes), et les sommes des colonnes (les effectifs des catégories socioprofessionnelles des femmes). On tient compte des « rapports des chances relatives » caractéristiques des années 1930 et 1940, ces ratios donnant les caractéristiques de l'association entre catégories socioprofessionnelles des couples formés ces années. On en déduit une homogamie « à comportements constants » dans les années 1950.

## Encadré 2

### INDICE DE DISSIMILARITÉ

Soit  $n_{jk}^i$  le nombre de couples composés d'un homme de la catégorie socioprofessionnelle  $j$  et d'une femme de la catégorie socioprofessionnelle  $k$  dans la cohorte d'unions  $i$ ,  $n_j^i$  le nombre de couples de la cohorte d'unions  $i$  dans lesquels l'homme appartient à la catégorie  $j$ ,  $n_k^i$  le nombre de couples de la cohorte d'unions  $i$  dans lesquels la femme appartient à la catégorie  $k$ , et  $n_{..}^i$  le nombre total de couples de la cohorte d'unions  $i$ .

Les fréquences marginales pour la cohorte  $i$  sont notées  $f_j^i$  et  $f_k^i$  avec  $f_j^i = \frac{n_j^i}{n_{..}^i}$  et  $f_k^i = \frac{n_k^i}{n_{..}^i}$ .

L'indice de dissimilarité vaut :  $\frac{1}{2} \sum_i |f_j^i - f_k^i|$

Un indice de dissimilarité de 10 signifie que 10 % des hommes ou des femmes devraient changer de catégorie socioprofessionnelle pour que les répartitions des hommes et des femmes selon leur catégorie soient identiques. Si la valeur de l'indice augmente au fil des cohortes d'unions, il faut en déduire que la dissymétrie entre les positions sociales des hommes et des femmes s'est accentuée au fil du temps.

années 1950 aux cohortes postérieures, mais aussi de reconstruire les tableaux des cohortes des années 1970, des années 1980 et des années 1990 avec l'association des unions des années 1960, et ainsi de suite (cf. tableau 3). S'il y avait

eu baisse de l'homogamie sur la période allant des années 1930 et 1940 aux années 1990, pour chacun de ces prolongements, la tendance serait la même : non seulement l'homogamie observée serait, pour chaque cohorte, inférieure à

Tableau 3  
**Homogamie observée et homogamie estimée sous l'hypothèse que seule l'évolution de la structure socioprofessionnelle a modifié l'homogamie**

En %

	Années 1950	Années 1960	Années 1970	Années 1980	Années 1990
Homogamie observée	38,0	31,7	30,7	30,2	30,5
Homogamie estimée avec les caractéristiques de l'association entre les catégories socioprofessionnelles de l'homme et de la femme des années...					
... 1930 et 1940	37,4	32,6	31,2	30,4	30,9
... 1950		32,5	30,8	29,9	30,2
... 1960			30,2	29,5	30,0
... 1970				30,0	30,4
... 1980					30,7

Lecture : les taux d'homogamie simulés permettent d'évaluer ce qu'eût été le taux d'homogamie, avec le comportement d'homogamie des périodes de référence, sous la seule influence de la transformation de la structure socioprofessionnelle de la population. Dans les années 1960, le taux d'homogamie est inférieur aux deux taux simulés : il y aurait eu pendant ces années une tendance à choisir son conjoint dans la même catégorie socioprofessionnelle moins forte que dans les années 1930 et 1940 d'une part et que dans les années 1950 d'autre part.

Calculs effectués à l'aide de l'algorithme RAS (cf. Forsé et Chauvel, 1995, Thélot, 1983 et Vallet, 1986 et 1999).

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

### Encadré 3

#### L'INDICE D'HOMOGENEITE

La propension à l'homogamie socioprofessionnelle peut-être mesurée par le rapport entre l'homogamie observée, c'est-à-dire le nombre de couples homogames observés dans la population, et l'homogamie théorique, définie comme le nombre de couples composés de deux personnes de même catégorie socioprofessionnelle qui serait observé si les conjoints se choisissaient au hasard parmi les personnes vivant ou ayant vécu en couple.

Sous cette hypothèse d'indépendance entre la catégorie socioprofessionnelle d'une personne et celui de son conjoint, la proportion de couples constitués d'un homme de la catégorie  $i$  et d'une femme de la catégorie  $j$  est égale au produit de la proportion des hommes de la catégorie  $i$  parmi l'ensemble des hommes des couples, par la proportion des femmes de la catégorie  $j$  parmi l'ensemble des femmes des couples, ce que l'on peut écrire :

$$p_{ij}^* = \frac{n_{i\bullet} \times n_{\bullet j}}{N^2}$$

où  $n_{i\bullet}$  est le nombre d'hommes de la catégorie socioprofessionnelle  $i$ ,  $n_{\bullet j}$  le nombre de femmes de la catégorie socioprofessionnelle  $j$  et  $N$  le nombre total de couples.

Le nombre de couples composés d'un homme de la catégorie  $i$  et d'une femme de la catégorie  $j$  sous cette hypothèse est donc :

$$n_{ij}^* = \frac{n_{i\bullet} \times n_{\bullet j}}{N}$$

En rapportant le nombre  $n_{ij}$  observé de couples de ce type au nombre théorique  $n_{ij}^*$ , on obtient un « indice d'homogamie » noté  $t_{ij}$ .

Plus cet indice est proche de 1, plus la situation observée est proche de celle correspondant à l'absence de lien entre catégorie socioprofessionnelle et choix du conjoint. Lorsqu'il est supérieur à 1, cet indice indique une tendance à l'homogamie, d'autant plus forte que sa valeur est élevée. Lorsqu'il est inférieur à 1, il indique en revanche une tendance à l'hétérogamie, d'autant plus forte que sa valeur est proche de zéro.

Si pour les couples composés d'un homme de la catégorie socioprofessionnelle  $i$  et d'une femme de la catégorie socioprofessionnelle  $j$ , cet indicateur vaut 2, cela signifie qu'on dénombre deux fois plus de couples de ce type dans la population observée que ne le voudraient les lois du hasard. S'il vaut 0,2, les couples homogames sont 5 fois moins nombreux que si les conjoints se choisissaient au hasard.

En rapportant le nombre de couples composés de deux conjoints de même catégorie socioprofessionnelle observé au nombre théorique, on obtient une mesure de la propension à l'homogamie toutes catégories socioprofessionnelles confondues.

l'homogamie simulée, mais l'écart entre homogamie observée et homogamie simulée s'accroît au fil des cohortes. Or, le résultat obtenu est bien différent : pour un prolongement donné, la tendance est parfois irrégulière, et d'un prolongement à l'autre, les tendances ne sont pas toujours les mêmes. De plus, les écarts entre taux d'homogamie observé et taux d'homogamie estimé sont toujours faibles. Il faut donc en conclure qu'une fois les changements de structure pris en compte, la tendance à l'union entre personnes de même position sociale demeure quasiment identique d'une cohorte à l'autre.

La modélisation log-linéaire permet de décrire la composition des couples et son évolution en distinguant l'effet de l'évolution de la structure socioprofessionnelle de la population d'une part et l'effet des changements des comportements d'autre part (cf. encadré 4). Les résultats du modèle d'absence d'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme conduisent à le rejeter (cf. tableau 4). Il existe donc bien un lien entre ces deux variables. Il reste alors à voir comment ce lien évolue au fil des cohortes d'unions.

Le modèle d'association constante doit également être rejeté (cf. tableau 4). Cependant, la taille importante de l'échantillon conduit vraisemblablement à rejeter tout modèle autre que le modèle saturé. Le critère *BIC* (cf. encadré 4),

négligé, indique quant à lui que ce modèle doit être préféré au modèle saturé. Ce modèle s'ajuste bien aux données, puisqu'il classe mal moins de 2 % des individus seulement et qu'il explique 99 % de la distance entre les valeurs estimées par le modèle d'absence d'association et les valeurs observées.

D'après le résultat du test statistique, le modèle de variation uniforme, postulant cette fois une variation uniforme de l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme, (cf. encadré 4) doit être rejeté, mais le critère *BIC* indique qu'il faut le préférer au modèle saturé (cf. tableau 4). La valeur de  $L^2$  (cf. encadré 4), qui donne une mesure de la distance entre effectifs observés et effectifs estimés, n'est que très légèrement inférieure à celle obtenue pour le modèle d'association constante, alors que le nombre de degrés de liberté est inférieur. Le modèle de variation uniforme ne s'ajuste donc pas mieux aux données que le modèle d'association constante. Par ailleurs, aucune tendance régulière dans l'évolution de l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme n'apparaît avec ce modèle : les paramètres  $\beta_i$  ne varient que très peu et irrégulièrement d'une cohorte à l'autre (cf. graphique II). Il faut noter en outre que ce modèle, parce qu'il suppose que tous les rapports de chances relatives se déplacent dans le même sens d'une cohorte à la sui-

Tableau 4  
**Homogamie socioprofessionnelle**

**Résultats des modèles**

	Nombre de degrés de liberté	$L^2$	Probabilité	Critère <i>BIC</i>	Indice de dissimilarité (en %)
Modèle log-linéaire d'absence d'association $Log n_{jk}^i = \lambda + \lambda_i^j + \lambda_j^k + \lambda_k^i + \lambda_{ij}^k + \lambda_{jk}^i = [...]$	150	82 987	$p < 0,001$	81 111	18,7
Modèle log-linéaire d'association constante $n_{jk}^i = [...]$ + $\lambda_{jk}^{iK}$	125	788	$p < 0,001$	- 775	1,5
Modèle log-multiplicatif de variation uniforme de l'association $Log n_{jk}^i = [...]$ + $\beta_i \psi_{jk}$	120	755	$p < 0,001$	- 746	1,5
Modèle log-multiplicatif à forme de régression $Log n_{jk}^i = [...]$ + $\lambda_{jk}^{iK} + \gamma_i \phi_{jk}$	96	287	$p < 0,001$	- 913	1,0
Modèle de constance de l'hétérogamie $Log n_{jk}^i = [...]$ + $\lambda_{jk}^{iK} + \alpha_{ji} d_{jk}$ , avec $d_{jk}=1$ si $j=k$ et $d_{jk}=0$ sinon	95	406	$p < 0,01$	- 782	
Modèle de constance de l'homogamie $Log n_{jk}^i = [...]$ + $\lambda_{jk}^{iK} + \alpha_{ji} d_{jk}$ , avec $d_{jk} = 1$ si $j \neq k$ et $d_{jk} = 0$ sinon	30	382	$p < 0,01$	7	
Taille de l'échantillon	269 607				

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.



## MODÉLISATIONS STATISTIQUES

Soient  $I$  la variable représentant la cohorte d'unions,  $J$  la variable indiquant la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et  $K$  la variable donnant la catégorie socioprofessionnelle de la femme. Soit  $n_{jk}^i$  le nombre de couples composés d'un homme de la catégorie  $j$  et d'une femme de la catégorie  $k$  dans la cohorte d'unions  $i$ . Le rapport des chances relatives ou odds ratio (noté  $od$ ) mesure, dans la cohorte  $i$ , la force de l'association statistique entre les catégories socioprofessionnelles  $j$  et  $j'$  de l'homme et les catégories socioprofessionnelles  $k$  et  $k'$  de la femme.

$$od_{j,j',k,k'}^i = \frac{\frac{n_{jk}^i}{n_{j'k}^i}}{\frac{n_{jk'}^i}{n_{j'k'}^i}}$$

Ce ratio peut s'interpréter comme la mesure de la chance qu'ont, dans la cohorte  $i$ , les hommes de la catégorie  $j$ , relativement à ceux de la catégorie  $j'$ , de s'unir à une femme de la catégorie  $k$  plutôt que de la catégorie  $k'$ . En particulier, ce ratio vaut 1 lorsque cette « chance relative » est nulle, c'est-à-dire dans le cas d'indépendance statistique entre les catégories socioprofessionnelles des deux conjoints.

$n_{jk}^i$ , l'effectif de chaque case du tableau de contingence, peut être écrit sous la forme suivante :

$$n_{jk}^i = \tau_i^I \tau_j^J \tau_k^K \tau_{ij}^{IJ} \tau_{ik}^{IK} \tau_{jk}^{JK} \tau_{ijk}^{IJK}$$

La forme log-linéaire s'écrit :

$$\text{Log}(n_{jk}^i) = \lambda + \lambda_i^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{ik}^{IK} + \lambda_{jk}^{JK} + \lambda_{ijk}^{IJK}$$

$\tau_i^I$ ,  $\tau_j^J$  et  $\tau_k^K$  permettent l'ajustement aux marges des tableaux de contingence.  $\tau_{ij}^{IJ}$ ,  $\tau_{ik}^{IK}$  et  $\tau_{jk}^{JK}$  garantissent l'ajustement aux effectifs correspondant aux croisements des variables prises deux à deux (cf. tableau A). Enfin  $\tau_{ijk}^{IJK}$  permet l'ajustement aux effectifs correspondant au croisement des trois variables : il est toujours possible de reconstituer les cases d'un tableau à l'aide de ce type de décomposition.

Dix-neuf modèles simples peuvent être construits avec les trois variables  $I$ ,  $J$  et  $K$ , le dernier, le modèle saturé (cf. tableau B) s'adaptant donc parfaitement aux données. Huit d'entre eux sont particulièrement simples : il s'agit du modèle ne contenant aucune variable (il n'incorpore que la constante) ; trois modèles ne contenant, outre la constante, qu'une seule variable (respectivement  $\lambda_i^I$ ,  $\lambda_j^J$  et  $\lambda_k^K$ ), trois modèles en contenant deux (successivement  $\lambda_i^I$  et  $\lambda_j^J$  ;  $\lambda_i^I$  et  $\lambda_k^K$  ;  $\lambda_j^J$  et  $\lambda_k^K$ ), un modèle en contenant trois ( $\lambda_i^I$ ,  $\lambda_j^J$  et  $\lambda_k^K$  ensemble). Les 11 autres sont présentés dans le tableau B.

Les données que l'on cherche à modéliser à l'aide de 3 variables (la cohorte d'unions, la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme) correspondent au croisement de la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et de la catégorie socioprofessionnelle de la femme, pour chacune des cohortes d'unions considérées. Le but est de construire un modèle qui décrive aussi bien que possible ces données, tout en étant parcimonieux, c'est-à-dire économe en ce qui concerne le nombre de paramètres. Ce n'est pas le cas du modèle saturé, qui, s'il s'adapte parfaitement aux données, ne les résume en rien.

Dans cet article, deux des modèles du tableau B seront d'abord retenus.

**Le modèle {J,I,K}**, qui correspond à la situation d'absence d'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme au sein des couples, et donc *en particulier* à l'absence de tendance à l'homogamie (les conjoints s'unissent indépendamment de leurs catégories socioprofessionnelles). Il ne contient pas le terme  $\lambda_{jk}^{JK}$ , qui représente l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme.

Ce modèle s'écrit donc sous la forme,

$$\text{Log}(n_{jk}^i) = \lambda + \lambda_i^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{ik}^{IK} = [\dots]$$

La notation [...] étant utilisée parce que ses variables se retrouveront dans tous les autres modèles utilisés dans cet article.

$$[\dots] = \lambda + \lambda_i^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{ik}^{IK}$$

La présence de ce terme permet la prise en compte de la variation de la structure socioprofessionnelle de la population au fil des cohortes d'unions tant pour les hommes (terme  $\lambda_{ij}^{IJ}$ ), que pour les femmes (terme  $\lambda_{ik}^{IK}$ ).

**Le modèle {J,I,K,JK}**, qui correspond à une association constante dans le temps entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme.

$$\text{Log}(n_{jk}^i) = [\dots] + \lambda_{jk}^{JK}$$

Il tient donc compte, comme le précédent, de l'évolution d'une cohorte à l'autre des structures socioprofessionnelles des populations féminines et masculines, mais il postule l'existence d'un lien entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et celle de la femme, lien supposé constant au fil des cohortes d'unions.

La définition des odds ratios permet de voir que le modèle implique :

$$\text{Log } od_{j,j',k,k'}^i = \lambda_{jk}^{JK} + \lambda_{j'k}^{JK} - \lambda_{jk'}^{JK} - \lambda_{j'k'}^{JK} \rightarrow$$

Encadré 4 (suite)

L'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme est donc constante au fil des cohortes d'union, les *odds ratios* ne dépendant pas de  $i$ . La constance de l'association entre les catégories socioprofessionnelles des hommes et des femmes est une hypothèse plus forte que celle de la constance de l'homogamie, dans la mesure où elle suppose que tous les *odds ratios* (et non seulement ceux impliquant la diagonale) sont indépendants du temps.

On s'appuiera en outre sur deux modèles log-multiplicatifs.

**Le modèle log-multiplicatif de « variation uniforme de l'association »**, proposé par Xie (1992) et Erikson et Goldthorpe (1992)

$$\text{Log}(n_{jk}^i) = \lambda + \lambda_j^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{ik}^{IK} + \beta_i \psi_{jk} = [\dots] + \beta_i \psi_{jk}$$

Ce modèle implique :

$$\text{Log } od_{j,j,k,k} = \beta_i \cdot (\psi_{jk} + \psi_{j,k} - \psi_{jk} - \psi_{j,k})$$

Il correspond à l'hypothèse de variation uniforme de l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme. Le lien entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et celle de la femme, telles que les représentent les *odds ratios*, varie de manière uniforme d'une cohorte à l'autre, en fonction de la valeur du coefficient  $\beta_i$ . Tous les *odds ratios* se déplacent dans la même direction d'une cohorte à l'autre. On pourra dire qu'entre deux cohortes l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme s'est ou renforcée (si  $\beta_i$  est plus élevé) ou atténuée (si  $\beta_i$  est plus faible).

**Le modèle log-multiplicatif à « forme de régression »**, proposé par Goodman et Hout (1998, 2001)

$$\text{Log}(n_{jk}^i) = \lambda + \lambda_j^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{ik}^{IK} + \lambda_{jk}^{JK} + \gamma_i \phi_{jk} = [\dots] + \lambda_{jk}^{JK} + \gamma_i \phi_{jk}$$

Ce modèle enrichit le modèle {IJ,IK,JK} du terme  $\gamma_i \phi_{jk}$  ; il permet de repérer des évolutions d'une cohorte à l'autre non seulement dans la force de l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme, mais aussi dans la structure de cette association. Les *odds ratios* s'écrivent en effet :

$$\text{Log } od_{j,j,k,k} = \lambda_{jk}^{JK} + \lambda_{j,k}^{JK} - \lambda_{jk}^{JK} - \lambda_{j,k}^{JK} + \beta_i \cdot (\phi_{jk} + \phi_{j,k} - \phi_{j,k}) = U_{j,j,k,k} + \beta_i \cdot V_{j,j,k,k}$$

L'association statistique entre catégories socioprofessionnelles des conjoints est décomposée en une partie stable (terme  $= U_{j,j,k,k}$ ) et une partie variable

selon la génération (terme  $\beta_i \cdot V_{j,j,k,k}$ ).

Ils évoluent d'une cohorte à l'autre, mais pas forcément tous dans le même sens. Il n'y a plus uniformité de l'évolution. Les paramètres  $\lambda_{jk}$  indiquent la structure de l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et celles de la femme pour la cohorte d'unions de référence (la plus récente). Les paramètres  $\phi_{jk}$  permettent de distinguer les combinaisons  $j, k$  entre les catégories socioprofessionnelles de l'homme et de la femme pour lesquelles les variations entre cohortes sont les plus fortes ou les plus faibles, tandis que les paramètres  $\gamma_i$  indiquent les cohortes qui sont les plus concernées par les changements dans l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme.

Le test de la constance de l'hétérogamie. Il est possible de tester cette hypothèse en appliquant le modèle de constance de l'association entre  $J$  et  $K$  aux données initiales, mais en remplaçant la diagonale de chacun des tableaux par des zéros. Il peut s'écrire de la façon suivante :

$$\text{Log}(n_{jk}^i) = \lambda + \lambda_j^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{ik}^{IK} + \lambda_{jk}^{JK} + \alpha_{ji} d_{jk}$$

Avec  $d_{jk} = 1$  si  $j = k$  et  $d_{jk} = 0$  sinon.

Le terme  $\alpha_{ji} d_{jk}$  représente la variation de l'association entre les catégories socioprofessionnelles de l'homme et de la femme d'une cohorte à l'autre. Il est non nul uniquement lorsque la catégorie de l'homme est identique à celle de la femme. L'homogamie peut donc varier dans le temps, mais l'hétérogamie reste constante.

**Le test de la constance de l'homogamie** est obtenu par la différence d'ajustement du modèle de constance de l'association entre les catégories socioprofessionnelles de l'homme et de la femme et du modèle de constance de l'hétérogamie (différence des deux valeurs de  $L^2$ ). Il correspond à l'hypothèse inverse de celle du modèle précédent (l'hétérogamie peut varier mais l'homogamie reste constante) et s'écrit de la façon suivante :

$$\text{Log}(n_{jk}^i) = \lambda + \lambda_j^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{ik}^{IK} + \lambda_{jk}^{JK} + \alpha_{ji} d_{jk}$$

Avec  $d_{jk} = 1$  si  $j \neq k$  et  $d_{jk} = 0$  sinon.

Dans la deuxième partie de cet article, portant sur l'évolution de la ressemblance entre conjoints en termes de niveau d'études, deux autres modèles sont utilisés.

**Le modèle log-multiplicatif de variation uniforme de la propension à l'homogamie** s'écrivant sous la forme suivante :

$$\lambda + \lambda_j^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{ik}^{IK} + \lambda_{jk}^{JK} + \alpha_i d_{jk}$$

Avec  $d_{jk} = 1$  si  $j = k$  et  $d_{jk} = 0$  sinon. Par conven- ➔

vante, correspond à l'hypothèse d'une tendance identique pour l'évolution de l'*homogamie* et pour celle de l'*hétérogamie* (pour les définitions, cf. encadré 1). Il semble que cette hypothèse ne soit pas très réaliste, et qu'il faille construire un modèle qui permette de détecter des évolutions différentes de chaque rapport des chances relatives d'une cohorte d'unions à l'autre.

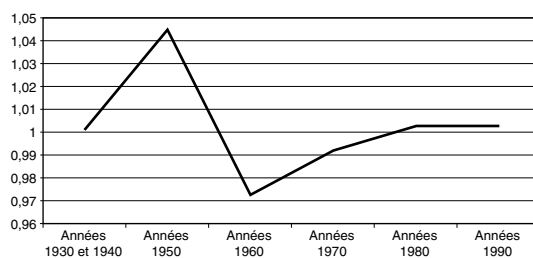
Le modèle log-multiplicatif « à forme de régression » (cf. encadré 4), proposé par Goodman et Hout (2001), est adapté à cet objectif. Le modèle s'ajuste mieux aux données que le modèle précédent (cf. tableau 4). On retrouve, avec les paramètres  $\lambda_{jk}$  les résultats obtenus au cours d'une étude précédente avec d'autres métho-

des (Vanderschelden, 2006 a) : par exemple, les hommes agriculteurs sont positivement et très fortement associés aux femmes agricultrices, de même que les hommes cadres sont positivement associés aux femmes cadres, bien que dans une moindre mesure (cf. tableau 5).

Les moyennes arithmétiques des valeurs absolues des paramètres  $\phi_{jk}$  par ligne et par colonne font apparaître les catégories socioprofessionnelles des hommes et des femmes qui ont le plus contribué à l'évolution de l'association entre groupe social de l'homme et groupe social de la femme, entre la cohorte d'unions la plus ancienne et la cohorte d'unions la plus récente. Pour les hommes, ce sont surtout les changements concernant les catégories cadres, puis ceux concernant les agriculteurs et les ouvriers qui ont été les plus déterminants et ceux qui ont touché les employés qui l'ont été le moins (cf. tableau 5). Pour les femmes, les changements concernant les catégories indépendantes, agricultrices et cadres ont eu une contribution plus forte que ceux ayant touché les catégories professions intermédiaires, employées et ouvrières.

Par rapport à la cohorte des unions commencées dans les années 1990, les hommes agriculteurs étaient dans le passé plus fortement associés

Graphique II  
Paramètres  $\beta_i$  du modèle log-multiplicatif de variation uniforme



#### Encadré 4 (fin)

tion, les variations de la propension à l'homogamie sont exprimées par rapport à la première cohorte. On a donc  $\alpha_{1950-1954} = 0$

Il se différencie du modèle de constance de l'hétérogamie uniquement par le fait que la variation de l'homogamie est identique pour tous les niveaux d'études (bien qu'elle reste spécifique à chaque cohorte).

**Le modèle log-multiplicatif de variation uniforme de l'association et de la propension à l'homogamie** postulant une variation uniforme de l'association entre le niveau d'études de l'homme et le niveau d'études de la femme ainsi qu'une variation de la propension à l'homogamie spécifique à chaque cohorte et identique pour tous les niveaux d'études. Il s'écrit :

$$\text{Log}(n_{jk}^i) = \lambda + \lambda_i^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{jk}^{JK} + \alpha_i d_{jk} + \beta_i \psi_{jk}$$

Avec  $d_{jk} = 1$  si  $j = k$  et  $d_{jk} = 0$  sinon.

#### Apprécier la qualité des modèles

La statistique du khi-deux du rapport de vraisemblance, notée  $L^2$  donne une mesure de la distance glo-

bale du tableau de contingence estimé par le modèle au tableau de contingence observé. La méthode d'estimation consiste à minimiser  $L_2$ .

Soient  $n_{ij}$  l'effectif observé d'une cellule du tableau de contingence et  $n_{ij}^*$  l'effectif estimé par le modèle correspondant à la même cellule du tableau de contingence. On a :

$$L^2 = 2 \sum_i \sum_j n_{ij} \cdot \text{Log} \left( \frac{n_{ij}}{n_{ij}^*} \right)$$

Lorsque l'effectif total  $N$  du tableau de contingence est important, la valeur de  $L^2$  est souvent élevée et conduit à rejeter tout modèle en dehors du modèle saturé. Dans ce cas, on utilise le critère *BIC* (Bayesian Information Criterion) qui rend compte à la fois de la distance entre les effectifs observés et de la parcimonie du modèle (évaluée à partir de son nombre de degrés de liberté, noté *ddl*).

$$BIC = L^2 - \text{ddl} \cdot \text{Log}(N)$$

Un critère *BIC* négatif indique que le modèle considéré doit être préféré au modèle saturé. Entre deux modèles pour lesquels le critère *BIC* est négatif, il faut choisir celui pour lequel ce critère est le plus petit.

(positivement, d'après le paramètre  $\lambda$ ) aux femmes agricultrices (cf. tableau 5, paramètres  $\phi_{jk}$ ). L'association, positive, entre indépendants et indépendantes était aussi plus forte dans le passé, de même que l'association positive entre hommes et femmes exerçant une profession intermédiaire. En revanche, si l'association (également positive) entre hommes et femmes employés est toujours aussi marquée, celles entre hommes et femmes cadres d'une part et ouvriers et ouvrières (toujours positives) d'autre part l'étaient moins par le passé.

D'après les paramètres  $\gamma_i$ , la cohorte des unions formées dans les années 1950 a été peu marquée par ces changements (peu de différences avec les années de référence), qui ont aussi plus fortement concerné la cohorte des unions commencées dans les années 1960 que les cohortes suivantes (cf. tableau 5).

Remarquons enfin que les valeurs des paramètres  $\phi_k$  sont faibles, ce qui indique que les variations

dans l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme pour la cohorte des unions les plus anciennes, comparativement à la cohorte des unions les plus récentes, sont modérées (cf. tableau 5).

Le modèle log-multiplicatif à forme de régression a fait apparaître des évolutions de l'homogamie pour chacune des différentes catégories socioprofessionnelles. Il reste maintenant à voir comment l'homogamie a évolué dans l'ensemble au fil du temps. Les résultats du modèle d'association constante fournissent des éléments de réponse (3). Ce modèle correspond à l'hypothèse de constance de l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme, et non à celle de constance de l'homogamie. Cependant, s'il existe une tendance

3. Le modèle log-multiplicatif à forme de régression ne permet pas de répondre à cette question.

Tableau 5  
Paramètres du modèle log-multiplicatif à forme de régression - Unions formées entre 1930 et 1999

**A - Paramètres  $\hat{\lambda}_{jk}^{JK}$**

Catégorie socioprofessionnelle de l'homme (j)	Catégorie socioprofessionnelle de la femme (k)					
	Agriculteurs	Indépendants	Cadres	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers
Agriculteurs	2,89	- 0,61	- 0,96	- 0,62	- 0,52	- 0,17
Indépendants	- 0,37	0,89	0,08	- 0,22	- 0,18	- 0,19
Cadres	- 0,97	0,01	1,67	0,64	- 0,33	- 1,02
Professions intermédiaires	- 0,87	- 0,20	0,58	0,48	0,11	- 0,10
Employés	- 0,60	- 0,03	- 0,21	0,08	0,45	0,30
Ouvriers	- 0,07	- 0,07	- 1,16	- 0,35	0,47	1,17

**B - Paramètres  $\phi_k$**

Catégorie socioprofessionnelle de l'homme (j)	Catégorie socioprofessionnelle de la femme (k)						Moyenne des lignes (sur les valeurs absolues)
	Agriculteurs	Indépendants	Cadres	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers	
Agriculteurs	0,34	0,34	- 0,06	- 0,32	- 0,38	0,08	0,25
Indépendants	- 0,02	0,42	- 0,19	- 0,02	- 0,04	- 0,15	0,14
Cadres	- 0,46	- 0,35	- 0,15	0,27	0,43	0,26	0,32
Professions intermédiaires	- 0,16	- 0,01	- 0,23	0,18	0,10	0,12	0,13
Employés	0,14	- 0,21	0,03	0,04	0,00	0,00	0,07
Ouvriers	0,15	- 0,19	0,59	- 0,15	- 0,10	- 0,30	0,25
Moyenne des colonnes (sur les valeurs absolues)	0,21	0,25	0,21	0,16	0,17	0,15	

**C - Paramètres  $\gamma_i$**

	Cohorte de naissance					
	Années 1930 et 1940	Années 1950	Années 1960	Années 1970	Années 1980	Années 1990
Paramètre $\gamma_i$	1,00	0,97	0,60	0,38	0,22	0,00

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

à la baisse de l'homogamie, le modèle d'association constante doit logiquement reproduire moins d'homogamie que celle observée pour les cohortes les plus anciennes, et plus d'homogamie pour les cohortes les plus récentes. Or, ce n'est pas le résultat que l'on obtient (cf. graphique III). Aucune tendance ne se dégage, et pour chaque cohorte, les écarts entre effectifs estimés et effectifs observés sont très faibles. La conclusion obtenue avec ce modèle est donc la même que celle à laquelle on aboutit avec la méthode précédente : l'homogamie est quasiment stable dans le temps.

On a vu précédemment que le modèle log-multiplicatif de variation uniforme n'indiquait aucune tendance régulière d'évolution de l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme. Il n'indique donc *a fortiori* aucune tendance régulière pour l'évolution de l'homogamie. La faible variabilité des paramètres de ce modèle (cf. graphique II) conduit à conclure que l'association entre la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme, et par conséquent l'homogamie, sont restées stables au fil des cohortes.

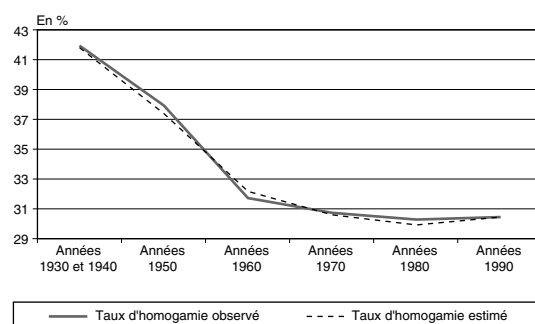
Enfin, on rejette le modèle de constance de l'homogamie (cf. tableau 4). Le rapport entre la valeur de  $L^2$  et le nombre de degrés de liberté est nettement plus élevé que ceux obtenus pour les autres modèles, ce qui indique qu'il s'ajuste moins bien que les autres aux données. Cependant, la valeur du critère *BIC* est quasiment nulle, ce qui laisse penser que ce modèle est rejeté « de justesse ».

Les différents résultats obtenus concordent donc : les comportements ont un peu changé

au fil des cohortes pour chaque catégorie socioprofessionnelle (les agriculteurs et les indépendants sont moins homogames que par le passé, tandis que les cadres et les ouvriers le sont davantage), mais dans l'ensemble, on observe à peu près autant d'homogamie dans toutes les cohortes d'unions, des années 1930 et 1940 aux années 1990. Ces résultats semblent contradictoires avec les résultats d'une étude antérieure sur le sujet (Vallet, 1986), qui conclut à une baisse de l'homogamie entre les années 1962 et 1982, une fois les évolutions structurelles prises en compte. Il faut cependant noter d'importantes différences entre la présente étude et celle qui l'a précédée : toutes les unions sont ici prises en compte, qu'elles soient en cours ou non au moment de l'enquête de 1999 (on s'intéresse en fait à la dernière union de la personne interrogée) et qu'elles aient ou non donné lieu à un mariage. Les résultats de l'étude de 1986 ne reposent quant à eux que sur les données relatives aux mariages en cours au moment des recensements. Seules les personnes n'ayant jamais travaillé sont exclues de la présente analyse, tandis que l'étude antérieure porte sur les couples composés de personnes actives au moment des recensements. La période considérée diffère également. Enfin, on s'intéresse ici à l'évolution de l'homogamie d'une cohorte d'unions à une autre, c'est-à-dire d'un ensemble d'unions commencées à une période donnée à une autre, et non à l'évolution de l'homogamie au sein d'une population observée à différentes périodes, mêlant des unions récentes et anciennes.

Il n'en reste pas moins qu'il faut nuancer la conclusion obtenue. En effet, les résultats de l'analyse de l'homogamie socioprofessionnelle sont étroitement liés à la nomenclature retenue. L'utilisation d'une nomenclature plus détaillée, distinguant par exemple les ouvriers qualifiés des ouvriers non qualifiés, conduirait probablement à des résultats un peu différents. De même, l'utilisation d'une nomenclature plus agrégée modifierait un peu les conclusions. Par exemple, si l'on regroupe les catégories ouvriers et employés, les résultats du modèle log-multiplicatif à forme de régression indiquent que les cadres sont quasiment aussi homogames que par le passé (ils l'étaient légèrement plus lorsque les employés étaient distingués des ouvriers), tandis que le groupe composé des employés et des ouvriers l'est très légèrement plus (auparavant, les employés l'étaient autant et les ouvriers un peu plus). Cependant, les valeurs des paramètres  $\phi_{jk}$  indiquant des changements de comportements très

Graphique III  
**Comparaison des taux d'homogamie observés et estimés avec le modèle de constance de l'association**



peu marqués pour toutes les catégories socio-professionnelles, le passage d'une nomenclature à une autre ne n'impliquerait probablement pas de très fortes modifications des résultats.

Surtout, la catégorie socioprofessionnelle de l'homme et celle de la femme sont celles auxquelles appartiennent les conjoints au moment de l'enquête, c'est-à-dire en 1999. Les combinaisons catégorie socioprofessionnelle de l'homme-catégorie socioprofessionnelle de la femme reflètent donc à la fois les résultats des choix effectués au moment de la formation des couples et les conséquences des mobilités sociales masculine et féminine au cours de la vie. Or, les conjoints dont l'union est ancienne ont eu davantage le temps de connaître une mobilité sociale. Par conséquent, l'effet de la mobilité sur l'homogamie est peut-être plus important pour les cohortes d'unions les plus anciennes et particulièrement marqué du fait de la divergence entre les mobilités féminine et masculine. Les résultats obtenus en ce qui concerne l'évolution de l'homogamie socioprofessionnelle peuvent donc être biaisés par « l'interférence » causée par la mobilité sociale au cours de la vie, d'autant plus que les changements sociaux tels que ceux qui concernent l'homogamie sont souvent faibles et lents. La conclusion obtenue, à savoir la stabilité de l'homogamie socioprofessionnelle au fil des cohortes d'unions, ne peut donc être considérée comme suffisamment fiable.

Il semble alors particulièrement intéressant d'observer l'évolution de la composition des couples d'un point de vue social au fil des cohortes d'unions par rapport à un critère qui ne peut se modifier (ou très peu) au cours de la vie. Le niveau d'études remplit cette condition. Il ne donne pas une mesure exacte de la proximité sociale des conjoints, mais il en rend quand même partiellement compte.

## Les conjoints sont moins proches en termes de niveau d'études que par le passé

Le niveau d'études du conjoint n'est pas connu si l'union est rompue au moment de l'enquête. On s'intéresse donc, dans cette partie, aux seules unions encore en cours en 1999. Afin de garantir l'homogénéité de l'ensemble des unions, on exclut de l'analyse les remises en couple, devenues plus courantes dans les cohortes d'unions les plus récentes. En revanche, *les unions des personnes n'ayant jamais travaillé sont à nouveau prises en compte*. On analyse alors l'évolution de l'homogamie en termes de niveau d'études entre la cohorte des premières unions formées dans la première moitié des années 1950 et la cohorte des premières unions commencées dans la deuxième moitié des années 1990.

### Dans plus d'un couple sur deux, les deux conjoints ont le même niveau d'études

En 1999, un peu plus d'un couple sur cinq est composé de deux personnes ayant un niveau collège, CAP ou BEP (cf. tableau 6). À cette date, plus de deux hommes sur cinq et plus d'une femme sur trois ont ce niveau d'études. Il n'est donc pas surprenant que cette situation soit la plus courante. Au total, 56 % des couples sont constitués de deux conjoints de même niveau d'études. Cependant, si les conjoints se rencontreraient indépendamment de leur niveau d'études (cf. encadré 3), cette proportion serait deux fois moindre. Il existe donc une tendance à l'homogamie : les hommes et les femmes s'unissent le plus souvent avec un conjoint de même niveau d'études. Cette tendance à l'homogamie est générale : elle apparaît quel que soit le niveau d'études (cf. tableau 7).

Tableau 6  
Répartition de l'ensemble des couples selon le niveau d'études de l'homme et de la femme

Niveau d'étude de l'homme	Niveau d'études de la femme				Ensemble
	École primaire	Collège, CAP, BEP	Lycée	Études supérieures	
École primaire	15,8	4,8	1,0	0,3	21,9
Collège, CAP, BEP	6,9	22,4	7,5	4,7	41,5
Lycée	1,3	5,4	4,7	3,5	14,9
Études supérieures	0,5	3,6	4,2	13,3	21,6
Ensemble	24,6	36,2	17,4	21,8	100,0

Lecture : 4,7 % des couples sont formés d'une femme qui a le niveau « Études supérieures » et d'un homme qui a le niveau « Collège, CEP, BEP ». 56,2% (15,8 + 22,4 + 4,7 + 13,3) des couples sont constitués de deux conjoints de même niveau d'études.  
Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

## Les conjoints ont rarement des niveaux d'études très différents

Lorsque l'un des conjoints a fait plus d'études que l'autre, les niveaux d'études de l'homme et de la femme sont, dans la majorité des cas, proches : dans un tiers de l'ensemble des couples, le niveau d'études de l'homme est immédiatement supérieur ou inférieur à celui de sa conjointe (cf. tableau 6). Les couples dans lesquels les niveaux d'études de l'homme et de la femme sont plus éloignés ne représentent que 12 % de l'ensemble des couples, soit trois fois moins que la proportion attendue sous l'hypothèse de choix aléatoire du conjoint. Les couples composés des deux extrêmes, c'est-à-dire dans lesquels l'un des conjoints a arrêté ses études après l'école primaire tandis que l'autre a poursuivi des études supérieures sont particulièrement rares : ils représentent moins de 1 % de l'ensemble des couples en 1999, c'est-à-dire dix fois moins que si les conjoints s'unissaient indépendamment de leurs niveaux d'études.

Les couples composés d'une personne de niveau école primaire et d'une personne d'un autre niveau d'études, qu'il soit proche ou éloigné, sont toujours nettement moins nombreux que si les conjoints se choisissaient indépendamment de leur niveau d'études (cf. tableau 7). Le groupe constitué des personnes ayant arrêté leurs études après l'école primaire semble donc particulièrement « cloisonné » : l'union avec un conjoint d'un niveau d'études supérieur est pour elles peu probable. Les hommes et les femmes ayant quitté l'école après le collège ou après un CAP ou un BEP s'unissent autant qu'attendu avec des conjoints de niveau lycée mais assez peu avec des conjoints ayant poursuivi des études supérieures. En revanche, les groupes formés respectivement par les personnes de niveau lycée et les personnes de niveau études supérieures semblent assez

« perméables » puisqu'on compte 10 % de couples composés d'une personne de niveau lycée et d'une personne de niveau études supérieures en plus par rapport au nombre attendu sous l'hypothèse de choix aléatoire du conjoint.

## Les femmes ont aussi souvent que les hommes un niveau d'études plus élevé que celui de leur conjoint

Pour chacune des cohortes, les disparités entre hommes et femmes en termes de niveau de formation sont relativement faibles, mais elles sont quand même à l'origine de petites dissymétries. Par exemple, les couples dans lesquels l'homme a un niveau collège, CAP ou BEP et la femme un niveau primaire représentent 7 % de l'ensemble des couples, contre 5 % pour la situation inverse (cf. tableau 6). Les couples dans lesquels l'homme est le mieux formé ne sont cependant pas systématiquement plus courants que ceux dans lesquels la femme a fait le plus d'études. Ainsi, les couples constitués d'un homme de niveau collège, CAP ou BEP et d'une femme de niveau lycée sont plus nombreux que ceux correspondant au cas opposé. Au total, dans un peu plus d'un couple sur cinq, l'homme a un niveau d'études supérieur à celui de sa conjointe. Ces couples sont aussi nombreux que ceux dans lesquels la femme a fait le plus d'études. Toutefois, cette situation résulte en partie de la prise en compte de nombreuses générations. Autrefois, les hommes étaient plutôt plus diplômés que les femmes, ce qui n'est plus le cas actuellement. Parmi les cohortes d'unions les plus anciennes, les couples dans lesquels le niveau d'études de l'homme est supérieur à celui de la femme sont donc plus nombreux que les couples dans lesquels la femme a fait le plus d'études que l'homme. Pour les générations les plus récentes, c'est l'inverse. Il faut y voir aussi la conséquence de la plus grande propension des femmes en haut de la hiérarchie sociale, c'est-à-dire des femmes ayant fait le plus d'études, et des hommes en bas de l'échelle sociale, à vivre seuls. Elle peut en effet contrebalancer (au moins partiellement) un déséquilibre numérique, au sein d'une cohorte donnée, entre hommes et femmes d'un niveau d'études donné.

## La proportion de couples composés de deux conjoints de même niveau d'études baisse dans le temps

La part de couples composés de deux personnes de même niveau d'études (taux d'homogamie

Tableau 7  
**Indice d'homogamie selon le niveau d'études de l'homme et de la femme**

Niveau d'étude de l'homme	Niveau d'études de la femme			
	École primaire	Collège, CAP, BEP	Lycée	Études supérieures
École primaire	2,9	0,6	0,3	0,1
Collège, CAP, BEP	0,7	1,5	1,0	0,5
Lycée	0,4	1,0	1,8	1,1
Études supérieures	0,1	0,5	1,1	2,8

Lecture : pour la définition de l'homogamie, cf. encadré 3.  
Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

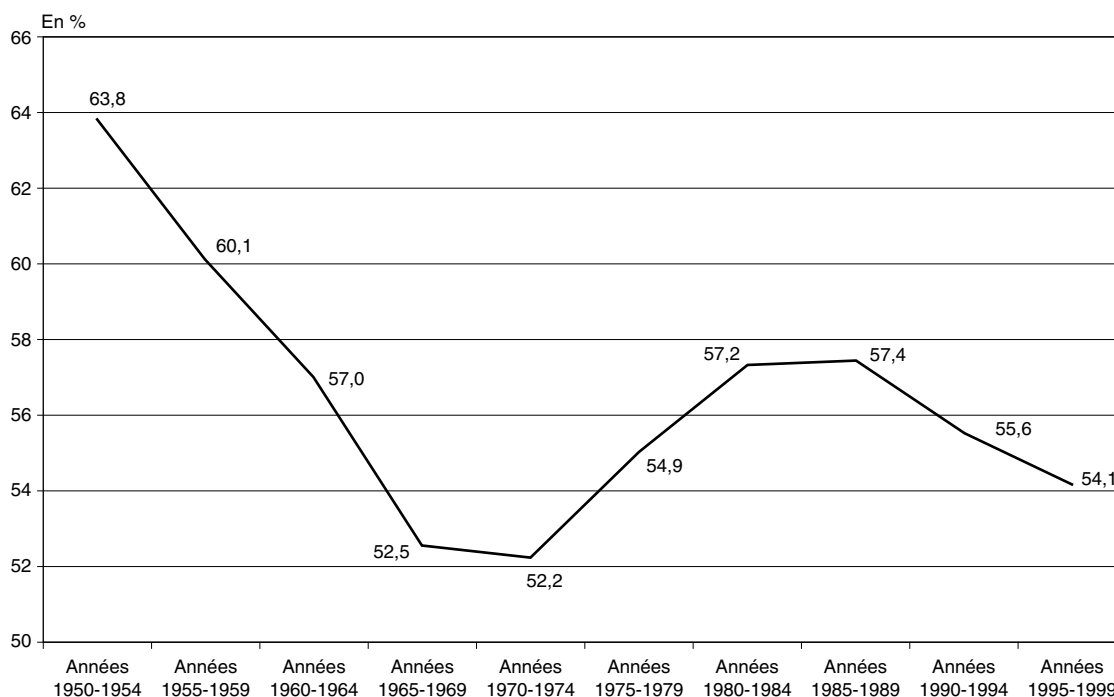
en termes de niveau d'études) a fortement diminué entre la cohorte des unions formées dans la première moitié des années 1950 et la cohorte des unions commencées dans la deuxième moitié des années 1960, passant de 64 % à 53 % (cf. graphique IV). Après s'être un peu stabilisée, elle augmente pour la cohorte des unions commencées dans les années 1975-1979, pour atteindre 57 % à la fin des années 1980 et diminue à nouveau pour les cohortes des unions des années 1990. Parmi les couples constitués à la fin des années 1990, 54 % sont composés de deux personnes de même niveau d'études.

Mais la répartition des couples selon les niveaux d'études de la femme et de l'homme a considérablement changé entre les première et dernière cohortes. Du fait de l'allongement de la scolarité, le niveau d'études s'est fortement accru, pour les hommes comme pour les femmes. Ainsi, 56 % des hommes ayant commencé à vivre en couple dans les années 1950-1954 ont arrêté leurs études après l'école primaire, contre seulement 2 % de ceux qui ont formé leur union dans les années 1995-1999 (cf. tableau 8). Ces chiffres sont respectivement de 62 % et 2 % pour les femmes. Dans le même temps, la proportion d'hommes ayant fait des études supérieures est passée de 10 à 37 %. La part de femmes ayant

poursuivi leurs études après le baccalauréat a augmenté bien plus fortement encore : elle est passée de 4 à 47 %. Dès lors, la plupart des évolutions constatées dans la composition des couples, telles que la baisse de la part des couples composés de deux personnes de niveau école primaire, qui est passée de 47 % à 1 % entre la cohorte des unions commencées entre 1950 et 1954 et la cohorte des unions ayant débuté entre 1995 et 1999, sont vraisemblablement en grande partie dues à des évolutions structurelles.

L'évolution de la structure de la population par niveau d'études peut avoir un effet particulièrement fort sur l'évolution de l'homogamie en termes de niveau d'études si elle est différente pour les hommes et pour les femmes, car dans ce cas, la répartition des femmes selon leur niveau d'études s'éloigne de celle des hommes. En fait, pour une cohorte d'unions donnée, la répartition des hommes selon leur niveau d'études est toujours assez proche de celle des femmes. Ainsi, pour la cohorte des unions ayant débuté entre 1950 et 1954, seulement 6 % des hommes ou des femmes devraient changer de niveau d'études pour que les répartitions des hommes et des femmes selon leur niveau d'études soient identiques (cf. tableau 8). La répartition des hommes s'est un peu écartée de celle des femmes entre

Graphique IV  
Proportion des couples composés de deux personnes de même niveau d'études selon l'année de mise en couple





la première et la deuxième cohortes, puisque cet indice est de 8 % pour les unions commencées dans les années 1955-1959. Après s'être stabilisé, il décroît dans les années 1970, pour augmenter à nouveau à partir des années 1980, mais reste toujours faible. On ne peut donc dire des répartitions des hommes et des femmes selon leur niveau d'études ni qu'elles tendent à diverger, ni qu'elles tendent à converger au fil des cohortes d'unions, d'autant plus que des différences apparaissent entre niveaux d'études. En effet, les proportions d'hommes et de femmes de niveau école primaire se rapprochent peu à peu. Il en est de même dans un premier temps des proportions d'hommes et de femmes de niveau études supérieures : la part des femmes ayant ce niveau d'études rejoint celle des hommes. Mais à partir des unions formées dans les années 1980, l'écart se creuse, cette fois en faveur des femmes : les femmes ayant poursuivi leurs études au-delà du baccalauréat sont désormais plus nombreuses que les hommes. À cette période, l'écart entre la proportion d'hommes et de femmes de niveau collège, CAP ou BEP se creuse également : les femmes ayant le niveau collège, CAP ou BEP deviennent nettement moins nombreuses que les hommes au sein des cohortes d'unions.

### L'homogamie en termes de niveau d'études a globalement diminué, mais la tendance n'est ni continue, ni générale

Afin de déterminer l'évolution de l'homogamie en termes de niveau d'études à structure de la population par niveau d'études constante, on utilise à nouveau successivement la comparaison entre homogamie observée et simulée sous l'hypothèse d'évolution « minimale » et la modélisation log-linéaire.

La comparaison de l'homogamie simulée sous l'hypothèse d'évolution « minimale » (l'évolution de la structure de la population par niveau d'études explique totalement l'évolution de la proportion de couples formés par deux personnes de même niveau d'études) et de l'homogamie observée montre qu'à structure constante, les populations des cohortes postérieures sont toutes moins homogames (ou quasiment aussi homogames) que celle de la cohorte des années 1950-1954. On reconstitue ensuite les tableaux correspondant aux cohortes postérieures en appliquant l'association entre le niveau d'études de l'homme et le niveau d'études de la femme observée pour la cohorte des unions des années 1955-1959, puis en appliquant celle observée pour la cohorte des unions des années 1960-1964, et ainsi de suite. Tous ces prolongements indiquent la même évolution (cf. tableau 9). D'après ces premiers résultats, les variations du taux d'homogamie observées précédemment ne sont pas uniquement le résultat de changements structurels : à structure constante, il existe une tendance à la baisse de l'homogamie selon le niveau d'études entre le début des années 1950 et la fin des années 1990, entrecoupée par une période de renforcement des comportements homogames, qui a concerné les unions formées entre 1975 et 1989.

Le modèle d'association constante s'ajuste mal aux données (cf. tableau 10). L'association entre le niveau d'études de l'homme et le niveau d'études de la femme évolue donc au fil des cohortes.

Le modèle log-multiplicatif de variation uniforme, qui postule une variation de l'association entre le niveau d'études de l'homme et le niveau d'études de la femme d'une cohorte à la suivante identique pour tous les rapports de

Tableau 8  
Évolution de la structure de la population selon le niveau d'études de l'homme et selon le niveau d'études de la femme au fil des cohortes d'unions

	Années 1950-1954		Années 1955-1959		Années 1960-1964		Années 1965-1969		Années 1970-1974		Années 1975-1979		Années 1980-1984		Années 1985-1989		Années 1990-1994		Années 1995-1999	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
École primaire	55,8	61,6	48,4	56,7	39,7	47,0	29,9	36,1	21,8	25,1	14,1	13,9	7,6	7,3	5,0	4,9	3,9	3,7	2,4	2,3
Collège, CAP, BEP	24,8	24,8	31,1	27,5	35,4	32,1	39,2	35,5	42,0	39,6	48,8	46,1	53,0	46,7	53,1	44,8	48,5	37,8	43,6	29,0
Lycée	9,5	9,2	10,4	10,1	12,2	12,6	14,5	16,4	15,4	18,2	16,2	19,5	16,5	21,6	16,0	20,3	16,6	20,5	18,3	21,5
Études supérieures	9,9	4,4	10,1	5,7	12,8	8,3	16,4	12,0	20,8	17,1	20,9	20,4	22,9	24,5	25,9	29,9	31,1	38,0	36,7	47,2
Indice	5,8		8,3		7,8		8,1		6,1		3,4		6,7		8,4		10,9		14,2	

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

En %

chances relatives, ne s'ajuste pas mieux aux données. En effet, la valeur de  $L^2$  n'est que légèrement plus faible pour un nombre de degrés de liberté plus petit.

Nous testons maintenant l'hypothèse selon laquelle l'association entre le niveau d'études

de l'homme et le niveau d'études de la femme serait restée constante, en dehors d'une propension à l'homogamie, dont les variations seraient spécifiques à chaque cohorte, mais identiques pour tous les niveaux d'études (cf. encadré 4, modèle log-multiplicatif de variation uniforme de la propension à l'homogamie).

Tableau 9

**Homogamie observée et homogamie estimée sous l'hypothèse que seule l'évolution de la structure de la population selon les niveaux d'études a modifié l'homogamie**

Taux, en %

Années	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999
<b>Homogamie observée</b>	<b>60,1</b>	<b>57,0</b>	<b>52,5</b>	<b>52,2</b>	<b>54,9</b>	<b>57,2</b>	<b>57,4</b>	<b>55,6</b>	<b>54,1</b>
<b>Homogamie estimée avec la structure des années</b>									
... 1950-1954	61,0	58,1	55,4	54,9	55,9	57,1	58,3	57,8	57,1
... 1955-1959		57,3	55,2	55,1	56,5	58,3	59,8	59,6	59,3
... 1960-1964			54,7	54,6	56,0	57,9	59,4	59,2	58,7
... 1965-1969				52,6	54,2	56,3	58,1	58,0	57,7
... 1970-1974					53,6	55,5	57,2	57,1	56,8
... 1975-1979						56,0	57,4	57,2	56,7
... 1980-1985							58,1	57,6	56,8
... 1990-1994								56,8	55,8
... 1995-1999									54,7

Lecture : les taux d'homogamie simulés permettent d'évaluer ce qu'eût été le taux d'homogamie, avec le comportement des périodes de référence, sous la seule influence de la transformation de la structure de la population selon le niveau d'études. Ainsi, en prenant pour base la structure des années 1950-1954, le taux d'homogamie simulé (à l'exception des seules années 1980-1984, où il y a pratiquement égalité des deux chiffres), est supérieur au taux observé, ce qui signifie que la tendance à choisir son conjoint dans le même groupe « scolaire » est moindre par rapport à la période 1950-1954 à chaque période postérieure. En revanche, il y aurait eu une augmentation de la tendance à l'homogamie entre la période 1970-1974 et la période suivante, puisque le taux d'homogamie simulé pour la période 1975-1975 en appliquant l'association entre niveau d'études de l'homme et niveau d'étude de la femme de la période 1970-1974 est inférieur au taux observé.

Calculs effectués à l'aide de l'algorithme RAS (cf. Forsé et Chauvel, 1995, Thélot, 1983 et Vallet, 1986 et 1999).

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

Tableau 10

**Ressemblance des niveaux d'études**

**Résultats des modèles**

	Nombre de degrés de liberté	$L^2$	Probabilité	Critère BIC	Indice de dissimilarité (en %)
Modèle log-linéaire d'absence d'association $Log n_{jk}^i = \lambda + \lambda_i^j + \lambda_j^k + \lambda_k^i + \lambda_{ij}^k + \lambda_{jk}^i = [...]$	90	73 677,0	$p < 0,001$	72 583,6	24,0
Modèle log-linéaire d'association constante $n_{jk}^i = [...] + \lambda_{jk}^{iK}$	81	1 439,3	$p < 0,001$	455,3	2,7
Modèle log-multiplicatif de variation uniforme de l'association $Log n_{jk}^i = [...] + \beta_i \psi_{jk}$	72	1 290,6	$p < 0,001$	416,0	2,4
Modèle log-multiplicatif de variation uniforme de la propension à l'homogamie $Log n_{jk}^i = [...] + \lambda_{jk}^{iK} + \alpha_i d_{jk}$ , avec $d_{jk}=1$ si $j=k$ et $d_{jk}=0$ sinon	72	1303,3	$p < 0,001$	428,6	2,4
Modèle log-multiplicatif de variation uniforme de l'association et de la propension à l'homogamie $Log n_{jk}^i = [...] + \lambda_{jk}^{iK} + \alpha_i d_{jk}$ , avec $d_{jk}=1$ si $j=k$ et $d_{jk}=0$ sinon	63	1 278,9	$p < 0,001$	513,6	2,4
Modèle log-multiplicatif de variation de la propension à l'homogamie $Log n_{jk}^i = [...] + \alpha_i d_{jk} + \beta_i \psi_{jk}$ , avec $d_{jk}=1$ si $j=k$ et $d_{jk}=0$ sinon	45	266,2	$p < 0,001$	- 280,5	0,6
Taille de l'échantillon	188 752				

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

Ce modèle n'est pas meilleur que le précédent (cf. tableau 10), mais les paramètres  $\alpha_i$  évoluent dans le même sens que le taux d'homogamie, ce qui confirme que l'évolution observée du taux d'homogamie n'est pas totalement imputable aux évolutions structurelles.

Testons maintenant un autre modèle, qui postule une variation uniforme de l'association entre le niveau d'études de l'homme et le niveau d'études de la femme ainsi qu'une variation de la propension à l'homogamie spécifique à chaque cohorte mais identique pour tous les niveaux d'études (cf. encadré 4, modèle log-multiplicatif de variation uniforme de l'association et de la propension à l'homogamie). Il s'agit en quelque sorte d'un « mélange » des deux modèles précédents. Ce modèle ne s'ajuste pas mieux aux données que les deux précédents (cf. tableau 10).

En fait, il semble que celui qui postule la constance de l'association en dehors d'une variation de la propension à l'homogamie s'approche assez bien de la réalité. Cependant, la variation de cette propension d'une cohorte à la suivante peut être différente pour chacun des niveaux d'études. Le calcul de différents rapports de chances relatives pour chacune des cohortes d'unions (cf. tableau 11) montre que tous n'évoluent pas de la même façon au fil des cohortes, ce qui tend à valider cette hypothèse. Ainsi, s'ils ont commencé leur union entre 1950 et 1954, les chances d'avoir pour conjointe une femme de niveau école primaire plutôt que de niveau collège, CAP ou BEP sont 6 fois plus élevées pour les hommes de niveau école primaire que pour les hommes

de niveau collège, CAP ou BEP. S'ils se sont mis en couple dans les années 1995-1999, elles sont 14 fois plus élevées. Ce rapport des chances relatives augmente assez fortement, et surtout soudainement, à partir de la cohorte des unions ayant débuté dans la deuxième moitié des années 1970. Les autres rapports des chances relatives évoluent dans l'ensemble moins fortement, et surtout plus régulièrement. Il semble donc nécessaire d'assouplir la contrainte du modèle qui postule la constance de l'association en dehors d'une variation de la propension à l'homogamie en permettant à cette variation d'être différente non seulement d'une cohorte à l'autre mais aussi d'un niveau d'études à l'autre. On teste alors le modèle suivant :

$$\text{Log}(n_{jk}^i) = \lambda + \lambda_i^I + \lambda_j^J + \lambda_k^K + \lambda_{ij}^{IJ} + \lambda_{ik}^{IK} + \lambda_{jk}^{JK} + \alpha_{ji} d_{jk}$$

Avec  $d_{jk} = 1$  si  $j = k$  et  $d_{jk} = 0$  sinon.

Remarquons que ce modèle n'est autre que le modèle de constance de l'hétérogamie. Ce modèle doit être préféré au modèle saturé (cf. tableau 10). Les résultats obtenus confirment les premières constatations faites à partir des rapports de chances relatives. L'évolution du comportement des personnes de niveau école primaire est assez particulière : celles dont l'union a été formée entre 1955 et 1969 se montrent moins homogames que celles ayant commencé à vivre en couple dans les années 1950-1954 (cf. tableau 12). Au début des années 1970, une tendance à l'augmentation de

Tableau 11  
Évolution de neuf rapports des chances relatives (odds ratios) au fil des cohortes d'unions

Années...	Primaire/ Collège - Primaire/ Collège	Primaire/ Collège - Collège/ Lycée	Primaire/ Collège - Lycée/ Sup	Collège/ Lycée - Primaire/ Collège	Collège/ Lycée - Collège/ Lycée	Collège/ Lycée - Lycée/ Sup	Lycée/ Sup - Primaire/ Collège	Lycée/ Sup - Collège/ Lycée	Lycée/ Sup - Lycée/ Sup
... 1950-1954	6,1	1,1	1,4	1,4	4,6	0,8	2,3	1,4	4,4
... 1955-1959	4,8	1,1	1,3	2,1	4,8	0,5	1,3	1,2	8,3
... 1960-1964	5,1	1,1	1,1	1,5	3,9	1,0	1,8	1,3	5,9
... 1965-1969	4,0	1,2	1,3	1,6	3,1	1,1	2,0	1,3	5,9
... 1970-1974	4,3	1,5	1,1	1,6	2,6	1,3	1,7	1,5	5,2
... 1975-1979	6,9	1,3	1,3	1,3	2,4	1,4	1,9	1,6	5,0
... 1980-1984	14,7	1,6	1,1	1,4	2,4	1,5	1,1	1,4	4,7
... 1985-1989	15,8	1,9	1,1	1,3	2,5	1,5	1,2	1,4	3,7
... 1990-1994	18,3	1,6	1,9	1,1	2,3	1,4	1,1	1,2	4,0
... 1995-1999	13,6	1,8	2,4	1,1	2,2	1,3	1,0	1,3	3,9

Lecture : s'ils sont eux-mêmes de niveau école primaire plutôt que de niveau collège, CAP ou BEP, les hommes ayant commencé leur union entre 1950 et 1954, ont 6,1 fois plus de chances d'être en couple avec une femme de niveau primaire plutôt que de niveau collège, CAP ou BEP. S'ils sont de niveau école primaire plutôt que de niveau collège, CAP ou BEP, les hommes qui ont commencé leur union entre 1975 et 1979 ont 1,3 fois plus de chances d'être en couple avec une femme de niveau lycée plutôt que de niveau études supérieures.

La première ligne indique les groupes sociaux pris en compte pour l'homme, la seconde ceux qui concernent la femme.

Dans les marges de ce tableau, l'intitulé « collège » est un abrégé pour « Collège, CAP, BEP », « Sup », « Sup », un abrégé pour « Études supérieures »

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

l'homogamie s'amorce pour les personnes de ce niveau d'études puis s'amplifie rapidement, pour s'inverser dans les années 1990. En revanche, les personnes ayant un autre niveau d'études tendent plutôt à adopter des comportements de moins en moins homogames. La tendance à la baisse de l'homogamie pour les niveaux collège, CAP ou BEP, lycée et études supérieures n'a été ni immédiate, ni tout à fait régulière. Pour le niveau études supérieures, elle n'apparaît d'ailleurs qu'à partir des années 1980 et fait suite à une période de hausse, si bien que la cohorte des unions formées à la fin des années 1990 est aussi homogame que celle des unions commencées au début des années 1950. Pour le niveau lycée, cette tendance à la baisse ne s'est pas poursuivie dans les années 1980 et 1990. Toutefois, sur l'ensemble de la période considérée, la tendance à la baisse de l'homogamie est quand même assez sensible pour ces trois niveaux d'études.

Une hypothèse possible serait que le renforcement de la tendance à l'homogamie au sein de la sous-population constituée par les personnes de niveau école primaire serait lié à l'évolution de l'immigration sur la période considérée. Au fil du temps, le nombre de personnes immigrées a augmenté en France (Insee, 2005). Leur proportion parmi les personnes qui ont formé leur union récemment est donc plus importante que parmi celles dont l'union est plus ancienne. Parmi les personnes de niveau école primaire, elle est multipliée par

cinq entre la cohorte des unions formées dans les années 1950-1954 et la cohorte des unions commencées entre 1990 et 1995. Ces personnes représentent environ le quart des hommes et femmes ayant commencé à vivre en couple au début des années 1990. Or, les immigrés vivent souvent avec un conjoint de même origine géographique et de même niveau d'études (Insee, 2005). Cependant, le renforcement de la tendance à l'homogamie qui caractérise les personnes de niveau école primaire n'est pas la conséquence de l'augmentation de la proportion des immigrés parmi elles puisque la même tendance apparaît si on les exclut de l'analyse. En fait, les personnes ayant arrêté leurs études après l'école primaire sont devenues rares au sein des cohortes d'unions les plus récentes, et présentent sans doute des caractéristiques très spécifiques. Il faut voir là une explication possible de la hausse de l'homogamie pour ce niveau d'études à partir des années 1970. L'affaiblissement de la tendance à l'homogamie pour les autres niveaux d'études pourrait correspondre davantage à un changement dans les mentalités. En effet, alors que certaines sous-populations, telles que celle composée des personnes ayant suivi des études supérieures, de tailles de plus en plus conséquentes au fil des cohortes d'unions, deviennent plus hétérogènes, ce qui favorise l'union entre personnes de niveaux d'études différents, on observe une baisse de l'homogamie. Mais seule une analyse plus poussée tenant compte notamment des moti-

Tableau 12  
**Ressemblance des niveaux d'études**  
**Paramètres du modèle log-multiplicatif de variation de la propension à l'homogamie**

**A - Paramètres  $\lambda$**

Niveau d'études de l'homme	Niveau d'études de la femme			
	École primaire	Collège, CAP, BEP	Lycée	Études supérieures
École primaire	1,82	0,15	- 0,69	-1,28
Collège, CAP, BEP	0,29	0,48	- 0,21	- 0,56
Lycée	- 0,62	- 0,16	0,54	0,24
Études supérieures	-1,49	- 0,47	0,36	1,60

**Paramètres  $\alpha$**

Niveau d'études	Cohorte d'unions. Années...									
	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
	1950-1954	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999
École primaire	0,00	- 0,10	- 0,19	- 0,32	- 0,23	0,18	1,00	1,10	1,30	1,11
Collège, CAP, BEP	0,00	- 0,18	- 0,03	- 0,14	- 0,18	- 0,14	- 0,20	- 0,17	- 0,36	- 0,41
Lycée	0,00	0,31	- 0,01	- 0,12	- 0,23	- 0,34	- 0,29	- 0,31	- 0,22	- 0,22
Études supérieures	0,00	0,25	0,29	0,35	0,32	0,33	0,27	0,08	0,02	0,00

Source : enquête Étude de l'Histoire Familiale, Insee, 1999.

vations individuelles qui ont conduit au choix des conjoints permettrait d'expliquer clairement cette évolution.

Finalement, il s'avère que l'homogamie selon le niveau d'études dans son ensemble a bien diminué entre la cohorte des unions commencées au début des années 1950 et la cohorte des unions formées à la fin des années 1990. Cependant, cette tendance à la baisse est entrecoupée d'une période de hausse de l'homogamie qui a marqué les cohortes d'unions formées dans les années 1970 et 1980. Ce changement soudain est dû notamment aux modifications du comportement des personnes de niveau école primaire en termes de choix du conjoint selon le niveau d'études.

Les résultats de l'analyse de l'évolution dans le temps de l'homogamie selon le niveau d'études sont nets, mais il faut les nuancer. En effet, seules les premières unions en cours sont prises en compte pour l'étude de la ressemblance entre conjoints en termes de niveau d'études. La proportion de premières unions rompues, à peine supérieure à 20 % pour les unions commencées dans les années 1960, dépasse 35 % pour les unions ayant débuté à la fin des années 1990. Si ces unions présentent un profil particulier en ce qui concerne la ressemblance entre conjoints en termes de niveau d'études, les résultats obtenus sur l'évolution de l'homogamie selon le niveau d'études sont biaisés. Par exemple, si dans une cohorte d'unions donnée, les couples composés de deux personnes de même niveau d'études étaient proportionnellement moins nombreux parmi les unions rompues, ou autrement dit si la rupture était moins fréquente pour les couples composés d'un homme et d'une femme de même niveau d'études que pour les autres, la baisse de l'homogamie mesurée serait sous-estimée. À l'inverse, si les unions homogames étaient plus souvent rompues que les unions hétérogames, elle serait surestimée. En revanche, si unions homogames et hétérogames étaient rompues de la même manière, nos estimations ne seraient pas biaisées. Le niveau d'études du conjoint n'étant connu que si l'union est toujours en cours, le lien entre ressemblance en termes de niveau d'études et rupture de l'union ne peut être évalué. Il n'est donc pas possible de mesurer le biais éventuel. Il faut cependant garder à l'esprit son existence potentielle.

En outre, les résultats obtenus ne reposent que sur les premières unions en cours. Il n'est donc pas possible d'en inférer des conclusions sur l'évolution de l'homogamie en termes de niveau

d'études pour les remises en couple (qui peuvent différer fortement des premières unions, par exemple du point de vue de l'âge à la mise en couple), ni pour l'ensemble des unions.

Enfin, remarquons que l'interprétation sociologique de la tendance observée doit être faite avec précaution, compte tenu des modifications très importantes de la structure de la population selon le niveau d'études qui se sont produites au cours de la période considérée. Les femmes ayant suivi des études supérieures et commencé leur union entre 1950 et 1954 ont certainement un profil très particulier. On ne peut dire la même chose des femmes de ce même niveau d'études ayant commencé à vivre en couple dans les années 1995-1999 : cette sous-population, de taille bien plus conséquente, est beaucoup plus hétérogène. Il en est de même pour les hommes. Par conséquent, les couples formés au début des années 1950 par deux personnes de niveau études supérieures sont certainement très différents (en termes d'origine sociale, de métier exercé par chacun des conjoints par exemple) de ceux constitués à la fin des années 1990. L'évolution de l'homogamie constatée ne tient pas compte de ce changement de nature des couples homogames. Il en était d'ailleurs de même de l'évolution de l'homogamie socioprofessionnelle.

### **Les facteurs favorisant la ressemblance entre conjoints en termes de niveau d'études**

**A**u fil du temps, la tendance à l'homogamie selon le niveau d'études s'est un peu affaiblie. Cependant, elle reste très marquée, la majorité des couples formés récemment étant toujours constitués de deux personnes de même niveau d'études. Il s'agit alors de déterminer les facteurs qui favorisent la ressemblance entre conjoints selon le niveau d'études (4). La suite de l'analyse porte sur toutes les unions en cours en 1999, qu'il s'agisse de premières unions ou de remises en couple, mais celles-ci ne sont plus distinguées selon la période à laquelle elles ont commencé.

#### **Se mettre en couple avant la fin des études favorise la ressemblance en termes de niveau d'études**

Se mettre en couple avant la fin des études est rare chez les personnes peu diplômées, mais plus

fréquent pour les plus diplômées. Ainsi, parmi les personnes qui ont poursuivi leurs études après le baccalauréat, 15 % des hommes et 18 % des femmes se sont mis en couple avant la fin de leurs études. Une part importante des hommes et des femmes qui ont commencé leur union avant la fin de leur formation initiale ont probablement rencontré leur conjoint sur leur lieu d'études, où se fréquentent des jeunes gens aux parcours d'études assez semblables. La probabilité de vivre avec un conjoint de même niveau d'études est donc plus élevée pour les personnes ayant commencé leur vie de couple pendant leur scolarité (cf. tableau 13). La différence est davantage marquée pour les hommes que pour les femmes. De plus, la probabilité d'avoir le même niveau d'études que son conjoint décroît au fur et à mesure que la durée écoulée entre la fin des études et le début de l'union augmente. Toutes choses égales par ailleurs, par rapport aux femmes qui se sont mises en couple avant la fin de leurs études, les femmes dont l'union débute au plus deux ans après leur sortie du système éducatif ont 17 % de chances en moins d'avoir pour conjoint un homme du même niveau d'études qu'elles, contre 39 % de chances en moins pour celles qui attendent 15 ans ou plus pour former leur union.

À caractéristiques sociodémographiques et caractéristiques de l'union (en particulier l'année de mise en couple) fixées, les personnes ayant fait des études supérieures n'apparaissent pas particulièrement homogames. En effet, toutes choses égales par ailleurs, les femmes de niveau études supérieures ont 23 % de chances en moins par rapport aux femmes de niveau collège, CAP ou BEP de vivre avec un conjoint du même niveau d'études qu'elles, contre 16 % pour les hommes. Les hommes et les femmes ayant arrêté leurs études après le lycée sont beaucoup moins homogames que ceux ayant un niveau collège, CAP ou BEP. Enfin, si les hommes de niveau école primaire ont deux fois plus de chances d'avoir le même niveau d'études que leur conjointe que ceux de niveau collège, CAP ou BEP, les femmes ayant ce même niveau d'études n'ont que 6 % de chances supplémentaires d'être homogames du point de vue de leur niveau d'études. Cette différence entre hommes et femmes s'explique par le fait que les femmes tendent à se marier « vers le haut ». Notons toutefois qu'il n'est pas tenu compte ici des différences structurelles, c'est-à-dire de l'écart entre la répartition des hommes selon leur niveau d'études et celle des femmes.

La catégorie socioprofessionnelle est fortement corrélée au niveau d'études. Ainsi, 71 % des

hommes cadres et 77 % des femmes cadres ont suivi des études supérieures. Par conséquent, la corrélation entre l'homogamie socioprofessionnelle (c'est-à-dire la ressemblance selon la catégorie socioprofessionnelle) et la ressemblance selon le niveau d'études est forte. Un couple a 1,5 fois plus de chances d'être composé de deux personnes de même niveau d'études plutôt que de niveaux d'études différents si les deux conjoints ont la même position sociale que s'ils ont des positions sociales différentes. Toutefois, l'effet de l'homogamie socioprofessionnelle sur la ressemblance en termes de niveau d'études est nettement plus marqué pour les cadres, et dans une moindre mesure, pour les agriculteurs, les professions intermédiaires et les ouvriers que pour les indépendants, les employés et les inactifs. Les hommes cadres de même position sociale que leur conjointe ont 5,3 fois plus de chances de vivre avec un conjoint de même niveau d'études que les employés non homogames socialement, contre seulement 1,2 fois plus pour les cadres qui ont une position sociale différente de celle de leur conjointe. Les hommes employés socialement homogames ont quant à eux seulement 13 % de chances en plus d'avoir un conjoint de même niveau d'études par rapport aux hommes employés ayant une position sociale différente de celle de leur conjoint.

Toutes choses égales par ailleurs, les couples dans lesquels l'un des deux conjoints est de nationalité française et l'autre de nationalité étrangère tendent à être moins souvent homogames du point de vue du niveau d'études que les couples composés de deux Français. En revanche, les femmes étrangères vivant avec un homme étranger ont 46 % de chances en plus par rapport aux Françaises en couple avec un Français d'avoir le même niveau d'études que leur conjoint, contre 49 % pour les hommes.

Les caractéristiques de l'union sont très peu corrélées à la ressemblance en termes de niveau d'études. Les conjoints se ressemblent autant que l'union ait ou non donné lieu à un mariage dans les cinq années qui ont suivi la mise en couple. Le rang de l'union n'a un effet que pour les hommes : par rapport à ceux qui vivent leur première union, ceux qui se remettent en couple ont 14 % de chances en moins d'avoir le même niveau d'études que leur conjointe.

En fonction des caractéristiques sociodémographiques de chacun des conjoints et des caractéristiques de l'union, les couples homogames sont plus nombreux que les couples hétérogames.

4. Les facteurs de l'homogamie socioprofessionnelle font l'objet d'une autre étude (Vanderschelden, 2006 a).

téristiques de l'union qu'ils forment, la propension à l'homogamie en termes de niveau d'études est plus ou moins forte. Mais dans tous les cas, la probabilité de s'unir à un conjoint de même niveau d'études est élevée. Au fil du temps, elle a cependant tendance à décroître : la tendance à l'homogamie est globalement

moins marquée pour les cohortes d'unions les plus récentes que pour les cohortes d'unions les plus anciennes, même si cette évolution n'est pas continue sur toute la période observée et ne concerne pas les personnes de niveau école primaire. La baisse de l'homogamie constatée est nette des changements dans la structure de

Tableau 13  
Probabilité d'être du même niveau d'études que son conjoint(régressions logistiques)

	Femmes		Hommes	
	Paramètre	Odds ratio	Paramètre	Odds ratio
Constante	0,79***		0,87***	
<b>Année du début de l'union</b>				
Années 1930 ou avant	0,40***	1,49	n.s.	n.s.
Années 1940	0,26***	1,30	n.s.	n.s.
Années 1950	n.s.	n.s.	- 0,12***	0,89
Années 1960	- 0,19***	0,83	- 0,29***	0,75
Années 1970	- 0,17***	0,84	- 0,21***	0,81
Années 1980	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Années 1990	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Rang de l'union</b>				
Première union	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Autre union	n.s.	n.s.	- 0,15***	0,86
<b>Mariage</b>				
Mariage après 5 ans de vie commune	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Toujours cohabitant après 5 ans de vie commune	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Niveau d'études</b>				
Ecole primaire	0,06***	1,06	0,77***	2,16
Collège, CAP, BEP		Réf.	Réf.	Réf.
Lycée	- 1,54***	0,21	- 0,96***	0,38
Etudes supérieures	- 0,26***	0,77	- 0,17***	0,84
<b>Durée écoulée entre la fin des études et le début de l'union</b>				
Début de l'union avant la fin des études	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
0 à 2 ans	- 0,19***	0,83	- 0,50***	0,61
3 à 5 ans	- 0,28***	0,76	- 0,64***	0,53
6 à 8 ans	- 0,37***	0,69	- 0,77***	0,46
9 à 10 ans	- 0,44***	0,64	- 0,78***	0,46
11 à 15 ans	- 0,40***	0,67	- 0,79***	0,45
Plus de 15 ans	- 0,52***	0,59	- 0,92***	0,40
<b>Groupe social des conjoints</b>				
Agriculteur - conjoint d'un autre groupe social	0,44***	1,55	0,15***	n.s.
Agriculteur - conjoint de même groupe social	0,90***	2,46	0,85***	2,34
Indépendant - conjoint d'un autre groupe social	n.s.	n.s.	0,08*	1,08
Indépendant - conjoint de même groupe social	n.s.	n.s.	0,15**	1,16
Cadre ou prof. int. sup. - conjoint d'un autre groupe social	0,23***	1,26	0,19***	1,21
Cadre ou prof. int. sup. - conjoint de même groupe social	1,44***	4,22	1,67***	5,31
Profession intermédiaire - conjoint d'un autre groupe social	- 0,06**	0,94	n.s.	n.s.
Profession intermédiaire - conjoint de même groupe social	0,28***	1,32	0,38***	1,46
Employé - conjoint d'un autre groupe social	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Employé - conjoint de même groupe social	n.s.	n.s.	0,12***	1,13
Ouvrier - conjoint d'un autre groupe social	- 0,13***	n.s.	0,17***	1,19
Ouvrier - conjoint de même groupe social	0,55***	1,73	0,54***	1,72
Inactif - conjoint d'un autre groupe social	0,15***	1,16	n.s.	n.s.
Inactif - conjoint de même groupe social	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
<b>Nationalité des conjoints</b>				
Homme français et femme française	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Homme français et femme étrangère	n.s.	n.s.	- 0,18**	0,84
Homme étranger et femme française	- 0,12**	0,89	- 0,22***	0,80
Homme étranger et femme étrangère	0,38***	1,46	0,40***	1,49

Lecture : les odds ratio sont définis de la façon suivante :  $a = (p1/p0)/((1-p1)/(1-p0))$  où  $p0$  est la probabilité dans le groupe de référence et  $p1$  la probabilité dans le groupe d'intérêt.

À autres caractéristiques égales, les femmes ayant un niveau école primaire ont 6%  $[(1,06-1)*100]$  de chances en plus que les femmes ayant un niveau collège, CAP ou BEP d'avoir pour conjoint un homme du même niveau d'études qu'elles, et les hommes s'étant remis en couple ont 14%  $[(0,86-1)*100]$  de chances en moins que les hommes vivant leur première union d'avoir pour conjointe une femme de leur niveau d'études.

Seuils de significativité : \*\*\* significatif au seuil de 1 % ; \*\* significatif au seuil de 5 % ; \* significatif au seuil de 10 % ; n.s. non significatif au seuil de 10 %.

Champ : hommes et femmes vivant en ménages ordinaires, en couple en 1999 ou ayant déjà vécu en couple, ayant commencé leur union en 1993 ou avant et ayant terminé leurs études.

la population en termes de niveau d'études et semble donc traduire une modification dans les comportements individuels en matière de choix du conjoint. Cependant, l'analyse de l'évolution dans le temps de l'homogamie ne tient pas compte des autres évolutions démographiques qui ont marqué la période (recul de l'âge à la première union, augmentation de la fréquence des remises en couple, évolution de la proportion de personnes immigrées par exemple). Or, même si elle n'y est pas très fortement corrélée, la ressemblance en termes de niveau d'études n'est pas complètement indépendante par exemple du rang de l'union ou de la nationalité des conjoints. En fait, seule une analyse permettant de tenir compte simultanément de l'évolution de la composition de la population par niveau d'études et des autres changements des caractéristiques démographiques des conjoints au fil des cohortes d'unions permettrait de savoir si la baisse de l'homogamie est bien la conséquence d'un changement dans les comportements en matière de choix du conjoint. Elle devrait de plus s'appuyer également sur une étude approfondie des motivations individuelles qui conduisent au choix du conjoint.

Le même type d'analyse pourrait conduire à une conclusion plus nette en ce qui concerne l'homogamie socioprofessionnelle, à condition de veiller à ce que l'effet de la mobilité sociale ne biaise pas les résultats. L'étude de l'effet de la mobilité sociale au cours de la vie des conjoints sur la composition des couples et la comparaison des trajectoires personnelles de chacun des conjoints au sein du couple apporterait peut-être également des informations complémentaires intéressantes.

S'il faut être attentif au champ et à la nomenclature retenue pour s'assurer de la validité des résultats obtenus, il faut également être précautionneux sur leur interprétation : la composition des différentes catégories de la population change avec l'évolution de la structure de la population selon le groupe social ou le niveau d'étude, ce qui n'est pas sans conséquence sur l'objet étudié (les couples homogames).

Enfin, l'étude de l'homogamie conduit souvent à des analyses indépendantes des différentes ressemblances ou dissemblances entre conjoints. Or, si les conjoints ont fréquemment même niveau d'études ou même catégorie socioprofessionnelle, ils ont aussi assez souvent le même âge (pour la définition, cf. encadré 1) (Lévy et Sardon, 1982, Bozon, 1990 et Vanderschelden, 2006b), le même lieu de

naissance (Bozon et Héran, 1987a) ou la même nationalité par exemple. Ainsi, environ 82 % des couples sont composés de deux conjoints nés en France. Ils sont alors nés dans le même département dans un cas sur deux. Certains couples ont donc nécessairement plusieurs points communs. Il serait donc intéressant de rapprocher les points de ressemblance ou de dissemblance entre conjoints. Il s'agirait de déterminer, par exemple, si la proximité entre conjoints sur un point donné en appelle d'autres ou si les différentes ressemblances entre conjoints s'associent aléatoirement. Les données utilisées permettent d'apporter quelques éléments de réponse à cette question. Le lien entre la position sociale des personnes et leur niveau d'études est très fort. Par conséquent, la ressemblance en termes de position sociale est souvent associée à la ressemblance en termes de niveau d'études : près d'un couple sur cinq est composé de deux personnes de même niveau d'études et de même position sociale. Lorsque les conjoints ont le même niveau d'études, ils ont une fois sur trois également la même position sociale, contre seulement une fois sur quatre quand ils ont des niveaux d'études différents. Les conjoints qui se rencontrent sur leur lieu d'études ont en général sensiblement le même âge et le même niveau d'études. Pourtant, le lien entre l'écart d'âge entre conjoints et la ressemblance en termes de niveaux d'études est relativement faible : par rapport à ceux qui ont des niveaux d'études différents, les conjoints qui ont le même niveau d'études ont seulement 8 % de chances en plus d'avoir le même âge plutôt que des âges différents. En fait, en dehors des cas dans lesquels la rencontre entre les conjoints a eu lieu sur leur lieu d'études, encore peu nombreux il y a une vingtaine d'années (Bozon et Héran, 1987b et 1988), la ressemblance en termes de niveau d'études n'est pas très fréquemment associée à la ressemblance en termes d'âge. De même, le lien entre l'écart d'âge et la proximité sociale des conjoints est assez ténu : les conjoints appartenant à la même catégorie socioprofessionnelle ont 7 % de chances en plus que ceux appartenant à des catégories socioprofessionnelles différentes d'être de même âge plutôt que d'âges différents. Les conjoints nés dans le même département français ou le même pays étranger ont à peine plus de chances d'être de même position sociale. Le lien entre la ressemblance du point de vue du lieu de naissance et du niveau d'études est un peu plus marqué : les conjoints nés dans le même département français ou le même pays étranger ont, dans 58 % des cas, le même niveau d'études, contre 54 %



pour ceux qui sont nés dans des lieux différents. En fait, le fait de se ressembler en termes de catégorie socioprofessionnelle ou de niveau d'études n'induit pas une probabilité nettement plus forte d'avoir une autre caractéristique en commun. Les conjoints sont donc apparemment souvent plusieurs points communs, mais le cumul des ressemblances semble loin d'être systématique. Symétriquement, les personnes qui se différencient nettement de leur conjoint du point de vue de leur niveau d'études ou de leur catégorie socioprofessionnelle ne se sont pas unies à quelqu'un qui ne leur ressemble en rien. En effet, les couples composés de deux personnes n'ayant aucune

caractéristique en commun (catégorie socio-professionnelle, niveau d'études, âge, lieu de naissance, nationalité) sont très rares : ils représentent moins de 1 % de l'ensemble des couples. Les conjoints peuvent se ressembler ou se différencier sur bien d'autres caractéristiques. Ces premiers éléments mériteraient donc d'être complétés par une étude plus large des ressemblances entre conjoints, mais également d'être approfondis par une analyse des motivations des conjoints afin de déterminer si les points communs et les différences entre eux sont le résultat d'une recherche d'un conjoint plus ou moins proche ou la conséquence des circonstances de la rencontre. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Audirac P.-A. (1982)**, « Cohabitation et mariage : qui vit avec qui ? », *Économie et Statistique*, n° 145, pp. 41-59.

**Bozon M. et Héran F. (1987a)**, « L'aire de recrutement du conjoint », *Données sociales*.

**Bozon M. et Héran F. (1987b)**, « La découverte du conjoint – I. Évolution et morphologie des scènes de rencontre », *Population*, n° 6, pp. 943-986.

**Bozon M. et Héran F. (1988)**, « La découverte du conjoint – II. Les scènes de rencontre dans l'espace social », *Population*, n° 1, pp. 121-150.

**Bozon M. (1990a)**, « Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints : une domination consentie - I. Types d'union et attentes en matière d'écart d'âge », *Population*, n° 2, pp. 327-360.

**Bozon M. (1990b)**, « Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints : une domination consentie - II. Modes d'entrée dans la vie adulte et représentations du conjoint », *Population*, n° 3, pp. 565-602.

**Bozon M. (1991)**, « Choix du conjoint et reproduction sociale », *Ecoflash*, n° 64.

**Desrosières A. (1978)**, « Marché matrimonial et structure des classes sociales », *Actes de la recherche en sciences sociales*, n° 20-21, pp. 97-107.

**Deville J.-C. (1981)**, « De l'enfance à la constitution d'une famille », *Données sociales*.

**Erikson R. et Goldthorpe J.H. (1992)**, *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford, Clarendon Press.

**Esteve A. et McCaa R. (2005)**, « Homogamia educacional en México y Brasil, 1970-2000 : pautas y tendencias », *Actes du XX<sup>e</sup> Congrès international de la population*, Tours

**Forsé M. et Chauvel L. (1995)**, « L'évolution de l'homogamie en France - Une méthode pour comparer les diagonalités de plusieurs tables », *Revue française de sociologie*, n° 36-1, pp. 143-169.

**Girard A. (1974)**, « Le choix du conjoint », *Travaux et documents*, n° 70.

**Goodman L.A. et Hout M. (1998)**, « Statistical Methods and Graphical Displays for Analyzing how the Association between Two Qualitative Variables Differs among Countries, among Groups, or over Time: a Modified Regression-Type Approach », *Sociological Methodology*, vol. 28, pp. 175-230.

**Goodman L.A. et Hout M. (2001)**, « Statistical Methods and Graphical Displays for Analyzing how the Association between Two Qualitative Variables Differs among Countries, among Groups, or over Time: Some Exploratory Techniques, Simple Models, and Simple Examples », *Sociological Methodology*, vol. 31, pp. 189-221.

**Insee (2005)**, *Les immigrés en France*, Insee-Références.

- Lévy M.-L. et Sardon J.-P. (1982)**, « L'écart d'âge entre époux », *Population et Sociétés*, n° 162.
- Mare R.D (1991)**, « Five Decades of Educational Assortative Mating », *American Sociological Review*, n° 56-1, pp. 15-32.
- Segalen M. et Jacquard A. (1971)**, « Choix du conjoint et homogamie », *Population*, n° 3, pp. 487-498.
- Singly F. de (1987)**, « Théorie critique de l'homogamie », *L'Année sociologique*, pp 181-205.
- Schwartz C.R. et Mare R.D (2005)**, « Trends in Educational Assortative Marriage from 1940 to 2003 », *Demography*, n° 42-4, pp. 621-646.
- Thélot C. (1983)**, « L'évolution de la mobilité sociale dans chaque génération », *Économie et Statistique*, n° 161, pp. 3-21.
- Thélot C. et Vallet L.-A. (2000)**, « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Économie et Statistique*, n° 334, pp. 3-32.
- Vallet L.-A. (1986)**, « Activité professionnelle de la femme mariée et détermination de la position sociale de la famille », *Revue française de Sociologie*, n° 27-4, pp. 655-696.
- Vallet L.-A. (1999)**, « Quarante années de mobilité sociale en France. L'évolution de la fluidité sociale à la lumière de modèles récents. », *Revue française de Sociologie*, n° 40-1, pp. 5-64.
- Vanderschelden M. (2006)**, « Position sociale et choix du conjoint : des différences marquées entre hommes et femmes », *Données Sociales*.
- Vanderschelden M. (2006)**, « L'écart d'âge entre conjoints s'est réduit », *Insee Première*, n° 1073.
- Xie Y. (1992)**, « The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables », *American Sociological Review*, vol. 57, n° 3, pp. 380-395.
-