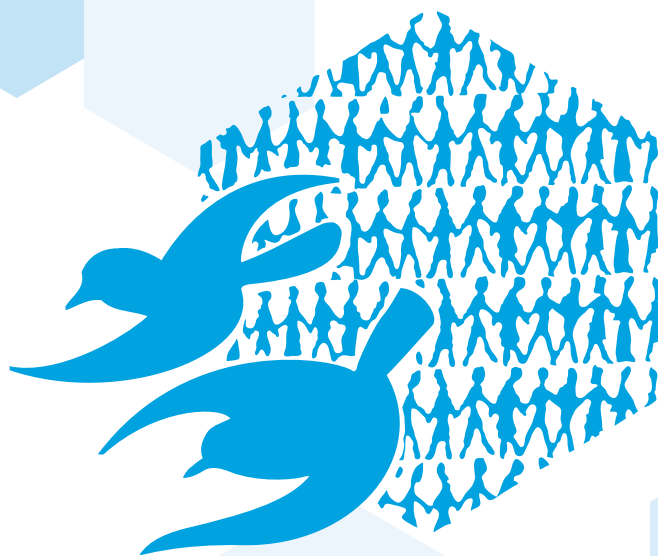


# Démographie et différences

*Colloque international de Montréal (7-10 juin 1988)*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

**AIDELF**

# Influence du mariage sur la mobilité résidentielle : illustration de quelques principes d'analyse

---

• Patrick FESTY

Institut national d'études démographiques, Paris, France

La démographie différentielle s'est longtemps contentée d'associer à la mesure d'un phénomène (fécondité, mortalité, mobilité, etc.) des caractéristiques de position individuelle, en saisissant celles-ci en un instant unique bien que le phénomène soit, lui, susceptible d'apparaître au fil de la durée. On évalue ainsi des taux de fécondité légitime par durée de mariage et âge au mariage, des espérances de vie par catégorie socio-professionnelle ou la fréquence du célibat définitif par région. La signification du calcul est claire chaque fois que la caractéristique retenue a déjà été déterminée au moment où le phénomène commence à s'exprimer; elle est ambiguë lorsque cette fixation peut intervenir à tout moment. En effet, l'antériorité de la position individuelle sur l'apparition du phénomène exclut l'éventualité d'une détermination du facteur par l'événement étudié, même si elle ne garantit pas, en sens inverse, que les différentiels soient causés par la caractéristique retenue.

## Principes classiques

Quelques exemples permettent d'illustrer et de préciser ces principes; ils sont tirés d'une étude sur la mobilité résidentielle des femmes après la séparation de leur ex-mari. Ce phénomène est largement influencé par la durée écoulée depuis la rupture – la mobilité décroissant avec le temps – mais l'âge au moment de celle-ci demeure en même temps un facteur déterminant. La constitution de cohortes de séparation et leur fractionnement par âge à cette date permet le suivi ultérieur du phénomène et sa différenciation (tableau 1).

La liaison entre la mobilité et la position socio-économique des conjoints ou du couple relève du même schéma d'analyse lorsque ces caractères peuvent être considérés comme immuables à partir de la séparation. C'est le cas lorsque l'on associe le phénomène à des variables dont la valeur est généralement fixée dès l'enfance ou l'adolescence des conjoints (niveau d'instruction, taille de la famille d'origine) ou à des caractéristiques du couple rompu (nombre d'enfants nés, activité au cours de l'union)<sup>(1)</sup>.

Le cadre d'analyse est alors classique: les déménagements de femmes séparées sont étudiés par rapport à l'événement qui a rendu ces mouvements possibles; on consti-

---

<sup>(1)</sup> Les résultats sont tirés d'une enquête de l'INED réalisée fin 1985, par Marie-France Valetas et Patrick Festy, auprès de 2 300 femmes séparées de leur ex-mari entre 1968 et 1982.

TABLEAU 1.- NOMBRE MOYEN DE DEMENAGEMENTS DANS LES DIX PREMIERES ANNEES DE LA SEPARATION, SUIVANT DIVERSES CARACTERISTIQUES DES FEMMES A LA SEPARATION (POUR UNE FEMME)

1.- Age à la séparation						
Avant 25 ans 2,07 (273)	25-29 ans 1,90 (298)	30-34 ans 1,67 (208)	35-39 ans 1,39 (197)	40-44 ans 1,27 (132)	45 ans et + 1,22 (121)	Ensemble 1,68 (1 229)
2.- Diplôme le plus élevé						
Aucun 1,71 (309)	Fin du Primaire 1,59 (328)	Milieu Secondaire ou Technique 1,72 (348)	Fin du Secondaire 1,71 (113)	Supérieur 1,77 (128)		Ensemble 1,68 (1 229)
3.- Nombre d'enfants nés du couple rompu						
0 enfant 1,85 (187)	1 enfant 1,75 (369)	2 enfants 1,64 (326)	3 enfants 1,55 (179)	4 enfants ou + 1,59 (168)		Ensemble 1,68 (1 229)
4.- Catégorie socio-professionnelle à la séparation						
Inactive 1,69 (434)	Active non salariée 1,60 (48)	Cadre et profession intermédiaire 1,52 (198)	Employée secteur public 1,63 (127)	Employée secteur privé 1,75 (181)	Ouvrière qualifiée 1,70 (68)	Ouvr. spécialisée, pers. de service 1,84 (172)
						Ensemble 1,68 (1 229)

Entre parenthèses figurent les effectifs observés.  
Source : INED, Enquête divorce, 1985-1986 (femmes séparées avant 1977).

tue donc des cohortes avec les individus ayant vécu la séparation au cours d'une même période. L'étude différentielle résulte du fractionnement en sous-cohortes suivant une caractéristique connue au moment de la formation du groupe et dont aucune évolution ultérieure n'entraînera un changement de la composition de la cohorte initiale. Cette rigidité permet une économie capitale d'hypothèses sur le comportement des individus qui passeraient d'une sous-cohorte à l'autre pendant le temps où le phénomène étudié est susceptible de se produire.

Cette condition est si « rassurante » qu'on est souvent conduit à choisir une définition de la position individuelle qui permette de la satisfaire, même s'il en résulte un éventuel appauvrissement. Ainsi, dans l'étude des liaisons entre la mobilité résidentielle des femmes séparées et leur profession, on mesurera cette dernière à la rupture plutôt qu'au déménagement pour se ramener aux cas précédents et éviter ainsi de devoir connaître ou postuler la mobilité de celles qui changent de profession dans les années qui suivent la rupture.

Dans les autres circonstances, le facteur retenu est susceptible de se modifier en même temps que le phénomène étudié peut lui-même apparaître. Par exemple, une femme séparée peut ultérieurement se remarier ou rester définitivement seule; elle demeure, dans le même temps, exposée au risque de mobilité. Comment différencier cette dernière suivant l'évolution de la situation conjugale? Dans la solution classique qui est donnée à ce problème, on calcule à diverses durées de séparation des taux de mobilité pour les femmes déjà remariées et celles qui sont encore seules. La combinaison des taux aux durées successives dans chaque groupe permet de mesurer la mobilité des deux catégories de femmes, c'est-à-dire de prendre des mesures synthétiques dont on puisse évaluer l'écart. Mais, à la différence des cas précédents, la répartition entre remariées et isolées dans la cohorte de séparés ne cesse de se modifier au fil du temps, par un jeu de vases communicants. De la durée  $x$  à la durée  $x + 1$ , les femmes remariées reçoivent l'apport de nouvelles unions, qui réduisent dans le même temps le groupe des femmes isolées. Mais on pourra décrire la mobilité de ces dernières, en supposant que celle qui se sont remariées auraient continué de se comporter comme les autres, si elles étaient restées seules; on fera de même pour les remariées en supposant que celles qui forment un couple à une durée donnée, ne modifient pas la composition du groupe, c'est-à-dire qu'elles auraient eu, aux durées précédentes le même comportement que les autres si elles s'étaient mariées plus tôt. Cette double hypothèse est dite « d'indépendance » entre mobilité et nuptialité. Lorsque les deux séries de taux sont différentes, il y a nécessairement une discontinuité au moment du remariage.

Dans le cadre d'une observation continue ou suivie, les caractéristiques des individus sont connues à la formation de la cohorte, puis à mesure de leur modifications. On ne peut alors pas éviter que la composition initiale soit ultérieurement modifiée lorsque survient un changement de position; ainsi, la mobilité des isolées est le fait d'une population progressivement réduite et le groupe des remariées, exposées au risque de mobilité, s'élargit dans le même temps. Il n'y a donc pas d'échappatoire au couple indépendance-discontinuité, malgré l'impossibilité de vérifier par l'observation le bien-fondé de l'hypothèse d'indépendance. Tout au plus peut-on espérer accroître l'homogénéité de la cohorte initiale en scindant celle-ci selon divers facteurs connus au moment de sa formation. Dans l'exemple retenu, il s'agit moins alors de montrer comment la relation entre mobilité et nuptialité est modifiée lorsqu'on tient compte, par

exemple de l'âge à la séparation, que d'améliorer (ou même simplement de rendre possible) l'observation de la relation elle-même. Seul le recours à une observation rétrospective permet de desserrer ces contraintes, car il autorise la constitution de sous-cohortes fondées sur le changement de position lui-même et son déroulement dans le temps. Des exemples permettent de l'illustrer en faisant ressortir les principes d'une telle analyse<sup>(2)</sup>.

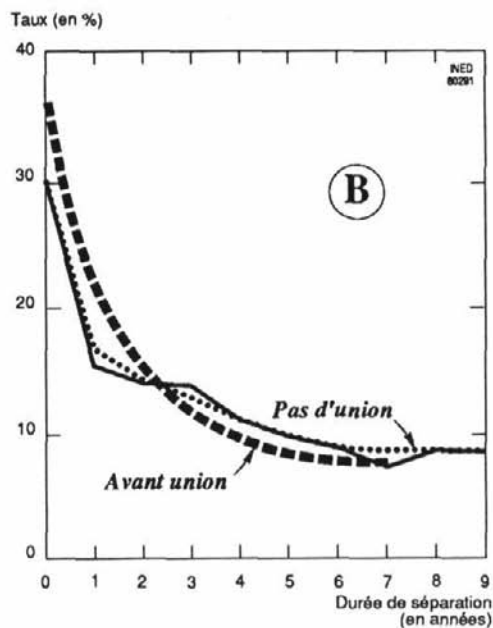
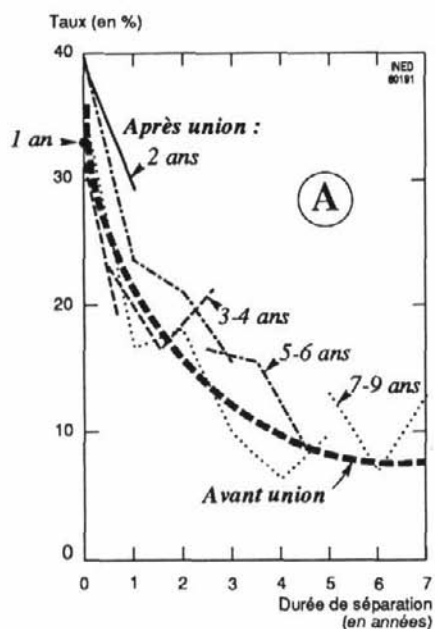
### Recours à l'observation rétrospective

Parmi les femmes séparées, on peut définir, a posteriori, deux groupes dont l'effectif ne sera pas modifié par l'évolution de la situation matrimoniale puisqu'on distingue celles qui constitueront une union de celles qui ne le feront pas<sup>(3)</sup>. L'écart est massif : dans les dix ans qui suivent la rupture, les femmes qui restent définitivement seules connaissent, en moyenne, 1,25 déménagement contre 2,05 pour les autres. Toutefois, si la position des premières est homogène vis-à-vis d'une nouvelle union, il en va différemment pour les secondes qui ont pu former un couple rapidement après la rupture ou, au contraire, plusieurs années plus tard. On accroît donc la pertinence du découpage en scindant le deuxième groupe par ancienneté de la séparation au moment de la nouvelle union. Chacune de ces sous-cohortes reste aussi d'effectif constant au long des dix ans d'observation, mais son histoire est un mélange d'avant et d'après remariage. La mobilité résidentielle est d'autant plus forte que l'événement aura été précoce : près de 2,2 déménagements quand la femme a formé un nouveau couple l'année même de la rupture ou la suivante ; seulement 1,8 lorsqu'elle a attendu 8 ou 9 ans.

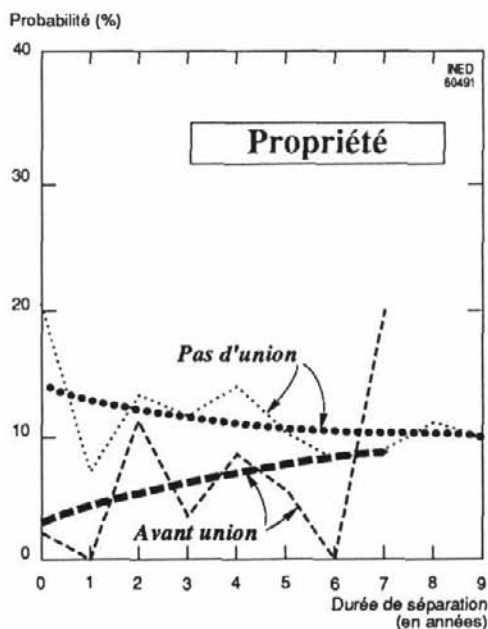
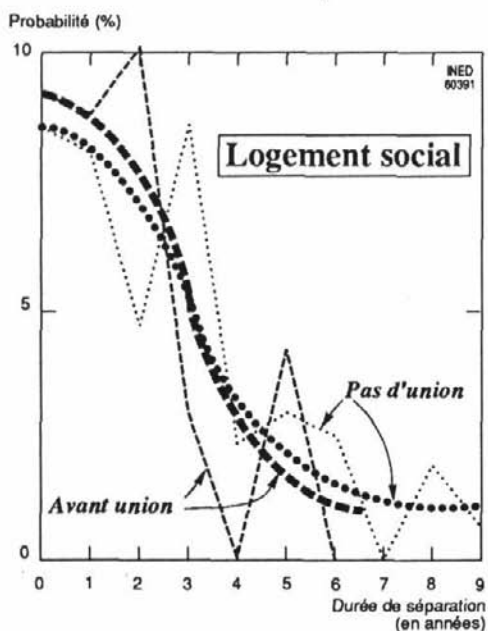
Ces deux observations donnent à penser que l'union est un facteur d'accentuation de la mobilité, puisque celle-ci est d'autant plus forte que le temps passé en couple est important. Mais l'écart substantiel entre les femmes remariées tard et celles restées définitivement seules suggère que l'explication est insuffisante, car la durée en union est sans doute trop brève pour expliquer la différence. On est conduit à postuler une diversité de comportements entre les femmes qui restent définitivement seules et celles qui forment un nouveau ménage. Pour vérifier cette hypothèse, on peut comparer, à état matrimonial égal, la mobilité des unes et des autres en ne retenant, chez les secondes, que la fraction d'histoire résidentielle qui précède le remariage. Le premier groupe est donc d'observation directe, son effectif restant constant au fil du temps, mais le second est, comme précédemment, amputé peu à peu de celles qui forment un couple. Cependant, on peut vérifier cette fois, grâce à l'observation rétrospective, que le comportement de celles qui quittent le groupe le plus tôt, ne diffère pas de celui des femmes qui restent plus longtemps seules (graphique 1). Il est donc licite d'amalgamer les sous-cohortes correspondant aux diverses anciennetés de séparation au moment du remariage et de comparer ce groupe de taille variable à celui des femmes définitivement isolées. Dans le présent exemple, la mobilité avant union est légèrement supérieure à celle des femmes qui resteront seules. L'écart est concentré sur les premières années de séparation, il n'y a plus guère de différences entre les deux groupes par la suite.

<sup>(2)</sup> Nous continuerons d'appeler mariage un phénomène qui inclut aussi les formations de couples non légalisés.

<sup>(3)</sup> Nous négligeons les remariages après 10 ans de séparation. Ils sont très peu nombreux.



Graphique 1.- Taux de mobilité résidentielle, par durée de séparation  
 A) Avant union, suivant la durée de séparation au moment de la nouvelle union  
 B) Avant union et en l'absence d'union nouvelle



Graphique 2.- Probabilité, par durée de séparation, d'accéder à un logement social ou à la propriété, avant union ou en l'absence d'union nouvelle

Nous avons renouvelé ces analyses pour mesurer la fréquence d'accession à un logement social (HLM) ou à la propriété après la séparation (graphique 2). Pour les femmes qui se remarieront, il n'y a pas d'écart entre les sous-cohortes définies par la date du remariage. En outre, l'entrée en HLM se fait au même rythme et avec la même fréquence chez les femmes qui formeront ultérieurement un nouveau couple et chez celles qui ne le feront pas; mais l'accès à la propriété est plus courant en l'absence définitive d'union qu'avant celle-ci.

Attardons-nous, un instant, sur ce résultat : à situation matrimoniale égale, les femmes qui contracteront plus tard une nouvelle union deviennent moins souvent propriétaires au cours de cette phase que celles qui resteront seules; les deux probabilités (former un couple et acheter un logement) sont donc statistiquement liées. L'hypothèse la plus simple serait celle d'une liaison directe entre les deux phénomènes; soit ici, les femmes qui ont l'intention de se marier réduisent dans ce but leur propension à l'achat d'un logement ou, en sens inverse, les femmes qui ont acquis un logement limitent ensuite leurs projets matrimoniaux. Mais l'association de chaque comportement par l'intermédiaire d'un tiers facteur est également vraisemblable. On révèle ce mécanisme en décomposant la cohorte initiale suivant une caractéristique connue à la séparation qui soit, par exemple, à la fois, un déterminant d'une forte probabilité d'achat et d'une faible fréquence des nouvelles unions. Ainsi, lorsque l'âge à la séparation s'accroît, les acquisitions de logement deviennent plus nombreuses et la formation des couples se raréfie. Quand on distingue deux sous-cohortes de femmes séparées jeunes (avant 30 ans) ou plus tardivement, la probabilité d'achat est en fonction directe de l'âge à la rupture pour celles qui vont se mettre en couple comme pour celles qui resteront définitivement seules, et l'écart entre ces deux derniers groupes est sensiblement plus faible dans chaque sous-cohorte que dans la cohorte originelle (tableau 2). En résumé, la restriction du groupe des femmes séparées à celles qui vont entrer dans un nouveau ménage sélectionne des individus caractérisés, à état matrimonial égal, par une probabilité d'achat de leur logement inférieure à la moyenne du groupe.

Ce processus interdit de traiter dans son ensemble le groupe des femmes vivant seules comme si c'était une cohorte homogène, car le temps qui passe n'ampute que le groupe de celles qui forment un nouveau couple; laissant intact le groupe de celles qui resteront définitivement seules, il donne à celui-ci un poids progressivement accru et

TABLEAU 2.- PROBABILITE QU'UNE FEMME VIVANT SEULE ACHETE UN LOGEMENT  
DANS LES SIX PREMIERES ANNEES DE LA SEPARATION, SUIVANT L'AGE  
A LA SEPARATION ET L'EVOLUTION ULTERIEURE DU STATUT CONJUGAL

Statut conjugal Age à la séparation	Remariée (1)	Restée seule (2)	Rapport (2)/(1)
Avant 30 ans	5,5% (261)	7,3% (82)	1,33
30 ans et plus	11,6% (136)	23,6% (148)	2,03
Ensemble	7,6% (397)	17,8% (230)	2,34

Entre parenthèses figurent les effectifs observés.

Source : INED, Enquête divorce, 1985-1986 (femmes séparées avant 1977, ayant quitté le domicile conjugal à la séparation).

finalement prépondérant dans l'ensemble. Seule l'identité de comportement, face à l'accès aux logements sociaux par exemple, autoriserait un tel traitement. A contrario, si des différences étaient apparues en fonction du calendrier de la nouvelle union – par exemple, une mobilité résidentielle des femmes seules plus forte chez celles qui formeront le plus tard un nouveau couple – le fractionnement en sous-groupes aurait dû aussi être maintenu selon ce critère.

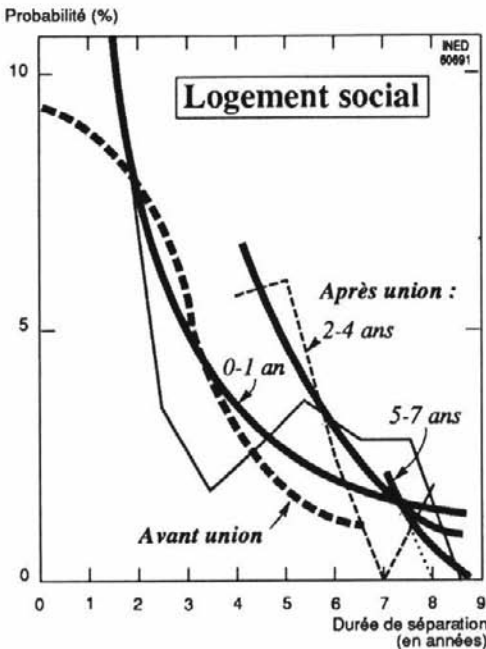
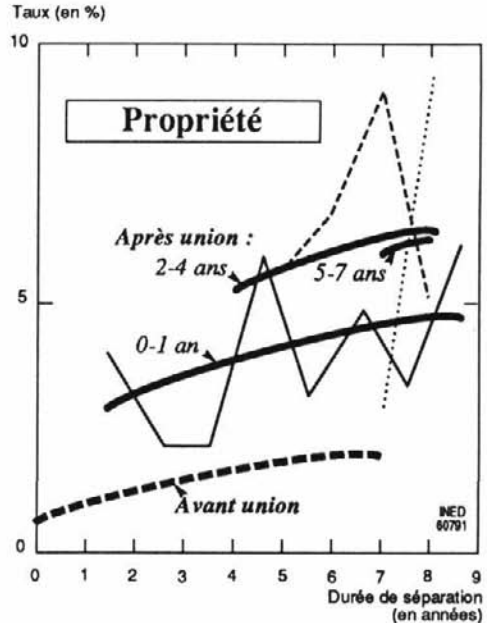
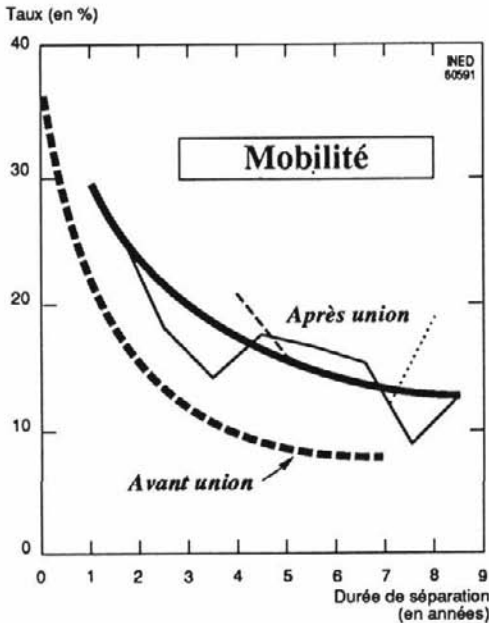
### Après le mariage

La détermination d'un groupe de femmes qui vont se remarier n'a pas seulement pour vertu de faire apparaître un mécanisme de sélection lié à la formation de l'union et d'homogénéiser la cohorte des séparées, il fournit aussi une base de comparaison logique pour les comportements postérieurs au changement de statut conjugal, puisque l'étude de ceux-ci est évidemment impossible pour les femmes qui resteront définitivement seules. C'est en fonction de ce futur rapprochement que doivent être envisagés les principes d'analyse d'un phénomène dans les années qui suivent une modification de position individuelle.

En effet, les règles classiques recommandent de constituer une nouvelle cohorte au moment du remariage et d'analyser la mobilité résidentielle ou l'accession à tel ou tel type de logement en fonction de la durée écoulée depuis cet événement constitutif. Dans de telles conditions, le groupe a un effectif fixe qui garantit la pertinence des calculs ultérieurs et autorise la combinaison des taux ou quotients aux intervalles successifs; mais il n'y a plus de rapprochement possible avec les grandeurs mesurées avant la formation de l'union qui ont été classées par durée depuis la séparation. On est donc conduit à s'interroger sur la possibilité d'étudier aussi suivant ce dernier classement les comportements postérieurs à la nouvelle union. Le groupe s'élargit alors d'une durée à la suivante à mesure que se forment les couples; une synthèse au fil du temps ne sera possible que si on peut vérifier ultérieurement que les unions les plus précoces, seules observables aux premières durées, se révèlent représentatives du groupe lorsque celui-ci s'étend ensuite à des couples formés plus tardivement. Le retour à des exemples permet une illustration.

Rappelons d'abord un résultat classique dans la mesure de la fécondité légitime (c'est-à-dire après mariage). Lorsqu'on décompose les taux de fécondité par âge de l'épouse au mariage et durée de mariage et qu'on reclasse, graphiquement par exemple, ces taux par âge de la femme au moment de l'accouchement, il arrive que l'effet de cette dernière variable apparaisse déterminant, c'est-à-dire qu'à âge égal les taux soient à peu près égaux bien qu'ils correspondent à des durées de mariage (c'est-à-dire aussi à des âges au mariage) différentes. Des taux par âge peuvent alors être calculés dont la somme synthétise la fécondité des femmes mariées. C'est un cas généralement réservé à certaines populations non malthusiennes. Nous avons procédé de même ici avec des taux de mobilité résidentielle, ou des probabilités d'accéder à un logement social ou à la propriété. Les calculs ont été conduits par durée de séparation au moment de la nouvelle union et durée entre cette dernière et la mobilité; ils ont été reclassés sur les graphiques 3 par durée de la séparation à la mobilité. Les faibles effectifs en jeu conduisent à des courbes irrégulières et offrent à l'interprétation des différences une part





Graphique 3.- Taux de mobilité résidentielle ou probabilité d'accéder à un logement social ou à la propriété, par durée de séparation au moment de la nouvelle union

d'arbitraire. Celui-ci est illustré par un lissage à main levée qui permet de distinguer trois cas :

— un enchevêtrement des taux de mobilité résidentielle qui laisse supposer une faible influence de la durée du remariage. Sur le modèle des taux de fécondité légitime par âge des populations malthusiennes, une courbe unique des taux de mobilité des femmes remariées peut être suggérée par durée depuis la séparation, bien que les effectifs en cause aux durées successives soient en constante extension à mesure que de nouvelles unions sont formées. Un cumul de ces taux peut synthétiser le comportement du groupe ;

— l'entrelacs moins étroit des probabilités d'accès à un logement social suggère davantage d'influence spécifique de la durée de remariage. Pour une même durée de séparation, les couples les plus récents ont plus de chances d'accéder à une H.L.M., mais les courbes se rejoignent rapidement, comme si l'effet propre à cette durée s'épuisait en quelques années ;

— enfin, cet effet propre est plus sensible et plus constant lors de l'acquisition du logement. A durée de séparation égale, les achats sont nettement moins fréquents lorsque l'union a été précoce, donc déjà relativement ancienne. Dans ce cas, comme dans le précédent mais plus clairement encore, les couples formés peu après la séparation ne se révèlent pas représentatifs de l'ensemble du groupe; si les probabilités étaient calculées aux premières durées de séparation, elles se fonderaient sur leur seule expérience et ne sauraient être combinées à des probabilités ultérieures relatives à un effectif élargi par la prise en compte d'unions plus tardives. Une synthèse des comportements postérieurs au remariage est impossible sans distinguer des groupes selon la précocité de l'union.

### Mesure des écarts entre les comportements antérieurs et postérieurs au mariage

Ramenées à une même échelle du temps, les courbes décrivant les comportements avant et après la nouvelle union peuvent être rapprochées. Dans les trois exemples, nous n'avons qu'une courbe de taux ou de quotients avant remariage car le calendrier de ce dernier n'est pas apparu comme facteur de différenciation; on est donc fondé à supposer que le comportement préconjugal des femmes dont l'union est précoce, aurait continué à ressembler à celui du groupe, si le ménage s'était constitué plus tardivement. La courbe, en n'importe quel point, indique à la fois un comportement réel (celui des femmes encore seules) et un comportement fictif (celui qu'auraient eu les femmes déjà remariées si elles étaient restées seules plus longtemps). L'après-union est décrit dans les mêmes conditions lorsque la courbe est unique: la mobilité résidentielle est à la fois celle des femmes qui ont déjà formé un nouveau couple et celle qu'auraient connue les autres si elles avaient contracté leur union plus tôt. Le rapprochement des deux courbes est donc bien, pour les mêmes femmes à la même durée, entre la réalité d'avant l'union et une hypothèse fondée sur ce qu'aurait été leur comportement après l'union ou réciproquement une hypothèse avant et la réalité après l'union. L'adoption du nouveau comportement est alors nécessairement immédiate et durable.

Après la formation du couple, l'accès à un logement social ou à la propriété ne peut plus être traité sans distinguer les unions suivant leur précocité. Il n'y a plus symétrie dans l'interprétation des courbes; seule celle d'avant l'union peut servir de référence et on mesure par rapport à elle l'écart qui sépare les deux phases de la séparation. La probabilité d'accès aux logements sociaux ne semble s'écarter du comportement d'avant l'union que dans les premières années qui suivent celle-ci; le retour au comportement antérieur est ensuite rapide. Au contraire, pour l'accès à la propriété, l'écart se maintient durablement et se révèle moins ample dans les unions les plus précoces. Dans les deux cas, une synthèse n'est possible qu'en tenant compte de la durée de remariage. Pour utiliser au mieux les données disponibles nous avons mesuré la probabilité d'accéder à un logement social ou à la propriété, dans les cinq années qui suivent la nouvelle union, pour les femmes remariées dans les cinq premières années de la séparation. Ce groupe, dans lequel graphique une large majorité des femmes remariées, présente deux caractères intéressants: il est d'effectif fixe au long des cinq ans de remariage et l'intervalle relativement étroit des durées de séparation au moment de la nouvelle union permet un reclassement satisfaisant des durées de remariage en durées de séparation. La période ainsi couverte s'étend, en moyenne, de 2,5 à 7,5 ans après la rupture, et nous avons

calculé sur le même intervalle les grandeurs équivalentes pour les femmes qui vont se remarier mais ne l'ont pas encore fait.

La probabilité d'accéder à un logement social après remariage est à peine supérieure au résultat obtenu avant la nouvelle union (18 contre 17 %); l'écart est au contraire très sensible pour la propriété (22 contre 8 %). En utilisant la même méthode pour résumer l'information sur la mobilité résidentielle, on observe 0,85 déménagement après remariage contre 0,60 avant.

Ces mesures synthétiques, révélant l'influence du remariage sur les phénomènes étudiés, se prêtent en outre à une différenciation classique par l'introduction de caractéristiques individuelles connues dès la séparation. Par exemple, la propriété du domicile conjugal avant la rupture du mariage précédent « favorise » l'accession ultérieure à une nouvelle propriété, quelle que soit l'évolution du statut conjugal après la séparation, mais l'effet du remariage est moins déterminant pour les anciens propriétaires que pour les locataires : chez les premiers, la probabilité d'acquérir un nouveau logement passe de 26 % avant remariage à 36 % ensuite; chez les seconds, elle passe de 1 % à 17 %. De même, la mobilité résidentielle, différenciée par âge à la séparation, apparaît toujours plus élevée chez les femmes les plus jeunes; mais en outre, l'effet du remariage est plus sensible dans le même groupe que chez les femmes plus âgées : les nombres moyens de déménagements des femmes séparées avant 30 ans sont de 0,67 avant remariage contre 0,99 après; chez celles qui ont rompu à partir de 30 ans, ils sont respectivement de 0,54 et 0,63. Des analyses ultérieures montrent le rôle que joue dans ce phénomène la naissance d'enfants au cours du remariage.

### Conclusion

Les indices démographiques classiques mesurant l'intensité et le calendrier d'un phénomène au sein d'une cohorte sont obtenus sans difficulté chaque fois que celle-ci reste d'effectif constant tout au long de la période d'observation. C'est le cas des analyses différentielles où le fractionnement du groupe étudié peut être considéré comme définitif dès la constitution de la cohorte. Il en va différemment lorsqu'on veut saisir l'influence d'un facteur qui se manifeste en même temps que le phénomène mesuré; nous l'avons illustré ici en nous demandant si le remariage des femmes séparées s'accompagnait d'une modification de leur mobilité résidentielle.

En effet, la distinction entre les femmes déjà remariées et celles qui vivent encore seules est continuellement remise en cause par la conclusion de nouvelles unions. Pour éviter de postuler l'indépendance entre nuptialité et mobilité, alors même qu'on cherche à mesurer la nature des liaisons entre les deux phénomènes, on est amené à observer ceux-ci rétrospectivement et à constituer des sous-cohortes avec les femmes qui ne se remarieront pas et celles qui le feront plus ou moins précocement. On peut alors vérifier le bien fondé d'un amalgame de ces sous-cohortes ou la nécessité de maintenir celles-ci distinctes pour mesurer et comparer les comportements avant et après l'union. Seuls ces découpages fins et les différences qu'ils font apparaître sont susceptibles de conduire aux regroupements pertinents et à des indices synthétiques respectant les principes simples de l'analyse démographique.