

Le départ de chez les parents : une analyse démographique sur le long terme

Daniel Courgeau*

L'entrée dans la vie adulte est marquée par des étapes dont l'ordre et le calendrier diffèrent selon les individus et les périodes. Une de ces étapes, le départ de chez les parents, est considérée ici sur le long terme. Le calendrier de ces départs a-t-il été modifié par les événements économiques, politiques et sociaux qui ont marqué ce siècle ? Par rapport aux périodes de prospérité, la crise des années 30 et la seconde guerre mondiale l'ont fortement retardé, mais de façon conjoncturelle. Au contraire, la crise qui sévit depuis le milieu des années 70 et l'élévation de l'âge de fin d'études ont eu un effet beaucoup plus structurel en augmentant régulièrement cet âge.

Le rôle des caractéristiques familiales est resté identique tout au long du siècle : un nombre croissant de frères ou de sœurs ou le décès d'une mère accélère ce départ, alors qu'avoir des parents d'origine étrangère le retarde. Les caractéristiques individuelles différencient plus les départs des garçons que ceux des filles : travailler dans l'agriculture ou avoir connu une période de chômage, en étant toujours chez ses parents, retarde surtout le départ des hommes.

Enfin, le calendrier de ces départs a fortement changé selon leur type. Les départs pour mariage ont commencé à diminuer dès les générations nées en 1950, pour être maintenant négligeables. Les départs pour cohabitation, qui compensaient au début la baisse des départs pour mariage, voient leur importance faiblir pour les générations nées à partir de 1970. Les départs pour raisons professionnelles sont déterminés par l'âge de fin d'études mais restent à un niveau voisin tout au long du siècle.

* Daniel Courgeau appartient à l'Ined.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Le départ vers un logement indépendant est une étape importante tant dans la vie des individus que dans celle de leurs parents. Cependant, les désirs et les contraintes des enfants peuvent entraîner d'importantes variations de cet âge au départ, en particulier, selon les générations. Simultanément, des caractéristiques individuelles, comme la situation de l'individu sur le marché du travail, et des caractéristiques familiales, comme la situation des parents ou le nombre de frères et de sœurs influent aussi sur cette décohabitation. Enfin, des événements importants dans l'histoire du pays (guerres, crises économiques, etc.), peuvent aussi retarder ou avancer ce départ selon la période considérée. Au total, quatre types d'effet peuvent être distingués : un effet de la génération, un effet des caractéristiques individuelles, un effet des caractéristiques familiales et un effet conjoncturel ou effet de période.

Une analyse démographique de long terme

Cet article se place sur le long terme, en utilisant les données de l'enquête sur la « biographie familiale, professionnelle et migratoire » (appelée par la suite « 3B ») de l'Ined qui observe les générations nées de 1911 à 1935, et de l'enquête « Jeunes et carrières » (appelée par la suite « EJC ») de l'Insee, qui observe les générations nées de 1952 à 1975 (1). Ces deux enquêtes rétrospectives permettent de saisir la date au premier départ de chez les parents de façon pratiquement identique, si l'on définit le premier logement indépendant comme un logement payé par l'enquêté ou par son employeur (cf. encadré 1). Bien entendu, d'autres définitions sont envisageables (2). En particulier, celles données dans des enquêtes récentes sur la fécondité conduisent à des estimations différentes ; elles ne seront utilisées ici que pour donner une idée de l'évolution de cet âge pour les générations non observées par les enquêtes « 3B » et « EJC ». Les individus dont les parents résidaient hors de France avant leur décohabitation ne sont pas non plus retenus, car il s'agit de situations très différentes de celles analysées ici.

Trois types de départ

Ces enquêtes permettent de suivre un individu avec ses différentes caractéristiques individuelles et familiales et de les mettre en relation avec la date de son premier départ vers un logement indépendant en tenant compte à

la fois de la génération à laquelle il appartient et de la période historique où ce départ se produit. On distingue trois types de départ : par mariage, par entrée en cohabitation ou pour d'autres raisons, c'est-à-dire essentiellement pour raisons professionnelles. Pour ce faire, les méthodes d'analyse habituellement utilisées pour ces données regardent si, à un âge donné (âge médian par exemple), un individu a quitté ou non ses parents en fonction de diverses caractéristiques (Aquilino, 1990, 1991 ; Mitchell et al., 1989 ; Galland, 1995). L'analyse des biographies (3) modifie cette approche en faisant intervenir l'âge auquel chaque individu a quitté ses parents, tout en introduisant des caractéristiques telles que la génération, la période, le milieu familial dans lequel vit l'individu ou diverses variables personnelles (diplôme, activité, etc.) qui peuvent tout aussi bien dépendre de la durée ou en être indépendantes (cf. encadré 2). Contrairement à la première analyse, celle-ci suit l'individu jusqu'au départ de chez ses parents en faisant intervenir, en plus des caractéristiques qui ne changent pas au cours du temps, celles qui vont se modifier à partir du moment où ce changement advient.

L'analyse proposée ici est une analyse démographique qui cherche à comprendre comment le départ de chez les parents dépend de caractéristiques du milieu parental, de caractéristiques propres à l'individu avant son départ et enfin d'événements conjoncturels pouvant retarder ou accélérer la décohabitation (4) (cf. encadré 3).

Une analyse globale des premiers départs

Les jeunes filles partent, en général, deux ans avant les jeunes hommes, mais cet intervalle varie entre une demie année (générations nées entre 1921 et 1925) et près de trois ans

1. Cette enquête, réalisée en 1997, observe en fait les personnes nées entre janvier 1952 et décembre 1978, mais les plus jeunes générations, vivant pour la plus grande part chez les parents, ne sont pas d'intérêt pour cette étude.

2. Le lecteur pourra se reporter, par exemple, à (Bonvalet et Lelièvre, 1989), (Toulemon, 1989), (Villeneuve-Gokalp, 1997) et (Toulemon et de Guibert-Lantoine, 1998).

3. Pour plus de détails sur cette méthode, le lecteur pourra se reporter à (Courgeau et Lelièvre, 1989), (Lancaster, 1990), (Buck et Scott, 1993), (Lapierre-Adamczyk et al., 1995) et (Murphy et Wang, 1998).

4. Les aspects spatiaux de cette analyse (différences de comportements selon les régions françaises ou selon le degré d'urbanisation des zones dans lesquelles les individus vivent) ne sont pas abordés ici mais feront l'objet d'un autre article consacré à l'analyse multinationale du départ de chez les parents.

LES SOURCES : L'ENQUÊTE « 3B » et L'ENQUÊTE « EJC »

L'enquête « 3B » de l'Ined ou enquête triple biographie

L'enquête « 3B » ou enquête sur la triple biographie familiale, professionnelle et migratoire de l'Ined a interrogé, de façon rétrospective en 1981, un échantillon de 4 601 individus nés entre 1911 et 1935 et appartenant à l'« échantillon maître » de l'Insee. Elle comportait une question détaillée sur le statut d'occupation à l'entrée et au départ dans chaque logement occupé pendant plus de 6 mois consécutifs tout au long de leur vie. Il est dès lors possible de définir le premier logement indépendant comme celui où l'individu est devenu, *pour la première fois*, locataire, propriétaire ou logé par son employeur. Dans le cas, par exemple, où l'individu est logé chez ses parents à l'arrivée mais est devenu propriétaire en cours de période, l'enquête ne permet pas de connaître la date exacte d'accès au statut de propriétaire : nous avons supposé qu'il accédait à son premier logement indépendant au milieu de la période considérée. L'enquête relevait de nombreuses caractéristiques, datées ou non, du milieu familial dans lequel l'individu a vécu : date et lieu de naissance des parents, date de leur décès, s'il est survenu, et leur profession lorsque l'enquêté avait 15 ans ; nombre de frères et sœurs et rang de naissance de l'enquêté. Elle relevait également des caractéristiques personnelles de l'enquêté : diplôme de niveau le plus élevé, date du premier emploi et première profession, les périodes de chômage de plus de 6 mois.

Cette enquête permet aussi de distinguer les départs par mariage des départs pour autres raisons lorsque ce départ se produit la même année. En revanche, les départs pour cohabitation, très rares pour ces générations, ne sont pas saisis dans le questionnaire de l'enquête « 3B ». Pour une présentation plus détaillée de cette enquête se reporter à Courgeau (1999) et Riandey (1985).

L'enquête *Jeunes et carrières* (EJC)

L'enquête « EJC » de l'Insee a interrogé, de façon rétrospective en 1997, un échantillon de 20 770 individus nés entre 1952 et 1978 et faisant partie du tiers sortant de l'enquête *Emploi*. Elle comportait un calendrier différent pour les enquêtés de plus de 30 ans comparés aux plus jeunes. Pour les plus de 30 ans, elle demandait l'année du premier logement indépendant, défini comme un logement payé par l'enquêté ou par son employeur. Pour les plus jeunes, un calendrier leur demandait de distinguer les périodes où ils avaient un logement chez les parents (1), payé par leurs parents (2), mis à disposition par la famille (3), payé par l'enquêté ou mis à disposition par l'employeur (4), en internat ou en caserne (5). La définition (4) est équivalente à la définition donnée pour l'enquête « 3B » et pour les plus de 30 ans pour l'enquête « EJC ». Dans un certain nombre de cas (3,4 % des enquêtés nés avant 1967 et 2,3 % nés entre 1967 et 1975), l'enquêté déclarait dans le questionnaire papier, qu'il ne vivait plus chez ses parents sans fournir, dans le calendrier, l'année du premier logement indépendant : il est en fait possible de

reconstituer cette date de départ, car dans la plupart des cas, il y a concordance entre la date de mise en couple et celle du départ de chez les parents indiquée dans le calendrier correspondant. Les cas qui échappent à cette correction sont alors vraiment négligeables (0,2 %).

Cette enquête relève également de nombreuses caractéristiques, datées ou non, du milieu familial dans lequel l'individu a vécu, souvent identiques mais parfois différentes de celles de l'enquête « 3B » : lieu de naissance de ses parents, s'ils ne sont pas décédés avant qu'il ait eu 16 ans, mais pas leur date de naissance, âge de l'enquêté au décès de ses parents et leur profession actuelle ou avant leur décès et non plus, comme dans l'enquête « 3B », leur profession lorsque l'enquêté avait 15 ans ; nombre de frères et sœurs (total et plus âgés que l'enquêté). Pour les plus jeunes, elle demandait aussi l'année de départ à la retraite d'un des parents, l'année de chômage si l'un de ses parents l'a connu, l'année de séparation ou de divorce des parents et l'année d'un éventuel remariage. Pour l'enquêté lui-même, on dispose de diverses caractéristiques personnelles : diplôme de niveau le plus élevé, date du premier emploi et première profession, date de la première période de chômage de plus de 6 mois.

Il est enfin possible de déterminer si le départ de chez les parents se produit la même année que le mariage de l'enquêté (lorsqu'une très courte période de cohabitation précède le mariage, mais que les deux événements se produisent au cours de la même année, on fait l'hypothèse qu'il s'agit d'un départ par mariage), la même année que l'entrée en cohabitation ou si, au contraire, ce départ se produit pour d'autres raisons, essentiellement sans doute, pour le travail.

Les autres enquêtes

D'autres enquêtes, qui observent des générations nées entre 1935 et 1952 et posent une question sur la date du premier départ de chez les parents, ont été réalisées en France : enquête sur la « Situation familiale » en 1985 (Toulemon, 1989), enquête sur les « Situations familiales et l'emploi » (ESFE) en 1994 (Toulemon et de Guibert-Lantoine, 1998). Cependant, la définition du départ était différente dans ces enquêtes de celle retenue ici. Ainsi la question posée dans l'enquête ESFE était : « À quelle date êtes vous parti(e) pour la première fois de chez vos parents ? Ne pas tenir compte du service militaire (pour les hommes), des vacances, séjours en pensionnat, en nourrice ». Certains séjours dans un logement indépendant non payés par l'enquêté ou son employeur sont, en fait, pris en compte dans cette définition et conduisent à des âges médians au départ de chez les parents inférieurs de 0,5 an à l'estimation donnée par l'enquête « EJC » pour des générations identiques. En tenant compte de cette différence, ces chiffres prolongent bien les tendances observées pour les générations nées avant 1952.

(générations nées entre 1916 et 1920) ; de même, l'âge médian (5) au départ connaît des variations importantes, de l'ordre de deux ans également, selon la génération (cf. graphique I).

Cependant, les variations de l'âge médian au départ des jeunes filles sont à peu près parallèles à celles des jeunes hommes si l'on décale la courbe d'évolution de l'âge de départ vers la gauche de 2 à 3 générations, ce qui permet de ne décrire qu'une seule de ces courbes pour les deux sexes. Ainsi pour les hommes, après une augmentation de l'âge au départ de 23 à 24 ans, pour les générations nées entre 1911 et 1917, c'est-à-dire celles qui ont été les plus touchées par la crise économique des années 30 et la guerre, cet âge redescend en dessous de 22 ans et demi pour les générations nées en 1927. Ensuite, cet âge croît de nouveau avec un maximum pour les générations non enquêtées. L'observation des données d'autres enquêtes (cf. encadré 1), si elles fournissent des estimations plus basses de 0,5 an que celles présentées ici, permettent cependant de donner une évolution de cet âge pour les générations non observées, car ces courbes

sont parallèles à celles données par les enquêtes « 3B » et « EJC » : ainsi pour les hommes, on peut estimer que la croissance de l'âge observée pour les générations 1930 à 1935 se poursuit jusqu'à celles nées en 1937-1938, où cet âge est maximum, pour décroître ensuite régulièrement jusqu'aux générations nées en 1952 (courbe en pointillés du graphique I). Les générations observées actuellement par l'enquête « EJC » marquent un minimum à 21,7 ans pour les générations nées en 1957, pour atteindre 24,3 ans pour les générations nées en 1973. On remarquera que cette élévation de l'âge au départ est concomitante à l'augmentation continue du chômage à partir de 1975. Cette croissance, qui s'accélère pour les dernières générations suivies ici, permet de penser qu'elle se poursuivra pour celles nées plus récemment : l'observation du début de la vie adulte des générations nées de 1974 à 1978 et enquêtées dans l'enquête « EJC » le confirme.

5. On choisit l'âge médian car l'âge moyen n'a aucun sens lorsque l'on travaille en analyse biographique.

Encadré 2

UN MODÈLE SEMI-PARAMÉTRIQUE

Il est possible d'analyser la date d'accès au premier logement indépendant, en fonction de très nombreuses caractéristiques, dépendantes ou indépendantes du temps. Pour ce faire, on suppose que l'événement étudié se produit à chaque instant t , avec une densité de probabilité conditionnelle, appelée *quotient instantané*, qui est fonction du séjour jusqu'à la date t et des caractéristiques individuelles, pouvant dépendre ou non de cette date. Elle s'exprime sous la forme semi-paramétrique suivante :

$$h(t; Z(t)) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(T < t + dt \mid T \geq t; Z(t))}{dt} = h_0(t) \exp[Z(t)\beta]$$

où les paramètres b à estimer représentent l'effet des caractéristiques, $Z(t)$ (Z lorsqu'elles sont indépendantes du temps), sur le quotient sous-jacent $h_0(t)$. Dans le cas d'une caractéristique binaire, le quotient, pour un individu qui a cette caractéristique, de connaître l'événement est égal au quotient sous-jacent de l'ensemble de la population, multiplié par $\exp(\beta)$. Il est donc possible de représenter l'effet de chaque caractéristique par cet *effet multiplicatif*. Dans le cas d'une caractéristique considérée comme continue (la génération par exemple), son effet est mesuré sous la forme d'une fonction de degré croissant (jusqu'à 3 dans le cas de la génération). Il est possible, dans ce cas, de représenter cet effet par une courbe.

Lorsque aucune caractéristique n'intervient, on dispose d'une estimation des quotients $h_0(t)$, à l'aide d'une maximisation de la vraisemblance qui donne simultanément la valeur des variances de ces quotients. Dans le cas de risques multiples, plutôt que de porter les quotients en fonction de la durée, on calcule des *quotients cumulés*, qui peuvent être plus facilement comparés par des graphiques et par divers tests de signification claire (Andersen *et al.*, 1993). Ces quotients cumulés peuvent s'écrire :

$$H_{0i}(t) = \int_{\theta=0}^{\theta=t} h_{0i}(\theta) d\theta$$

Notons que ces quotients cumulés peuvent dépasser l'unité, car il ne s'agit pas d'une probabilité.

Lorsque l'on fait intervenir diverses caractéristiques, l'estimation des paramètres b se fait par une maximisation d'une forme partielle de la vraisemblance et les quotients instantanés s'estiment par une méthode itérative (pour plus de détails se reporter à (Courgeau et Lelièvre, 1989, pp. 156-161)). On dispose simultanément d'une estimation de la matrice des variances et covariances des divers paramètres pour les comparer à des valeurs fixées à l'avance (zéro, par exemple) ou les comparer entre eux.

LES HYPOTHÈSES DÉMOGRAPHIQUES TESTÉES

Le démographe analyse le départ de chez les parents comme un comportement complexe, influencé par les attitudes de la famille d'origine, les aspirations du jeune adulte et une conjoncture, dont les changements jouent sur ce départ.

Ces divers facteurs sont approchés par des caractéristiques mesurées dans les enquêtes et qui se sont révélées avoir un rôle important sur le départ de chez les parents (Aquilino, 1990, 1991 ; Buck et Scott, 1993 ; Galland, 1995 ; Lapierre-Adamcyk *et al.*, 1995 ; Mitchell *et al.*, 1989 ; Murphy et Wang, 1998). Elles permettent de poser un certain nombre d'hypothèses, que l'on vérifie dans cet article.

Prendre en compte l'influence du milieu familial

La pression exercée par le milieu familial peut être mesurée par la *taille de la famille* d'origine et par le *rang de naissance* de l'individu. Cette pression devrait pousser les enfants à partir d'autant plus tôt que la taille de la famille est importante. Elle devrait cependant décroître pour les enfants de rang de naissance élevé, une fois leurs aînés partis.

La *transmission de comportements* vécus par les parents peut également jouer sur les enfants. Ainsi les parents qui ont quitté jeunes leurs propres parents, peuvent pousser leurs enfants à partir également jeunes. Mais, inversement, avoir des parents âgés peut introduire une plus grande tension entre générations plus éloignées et conduire à nouveau à un départ précoce de ces enfants. Ces deux effets peuvent être reliés à l'âge de la mère à la naissance de l'enfant et conduire à une courbe en U de l'*intensité du départ chez les parents* en fonction de cet âge.

Le changement dans le *statut matrimonial des parents* doit également avoir un rôle important sur le départ des enfants. Le décès d'un des parents ou la rupture d'une union, induit une charge accrue pour celui qui s'occupe de l'enfant, à moins qu'il n'entre dans une nouvelle union. Mais dans ce cas, des mésententes possibles avec le nouveau conjoint peuvent également entraîner un départ plus rapide des enfants.

L'*origine étrangère* des parents, dont l'adaptation aux conditions de vie du pays d'accueil a pu être difficile, risque d'entraîner un effet protecteur qui maintiendra ces enfants plus longtemps chez leurs parents.

Enfin, la *profession des parents* joue de façon plus complexe sur le départ de leurs enfants, car elle introduit divers effets, qui dépendent en plus de la génération. Ainsi, la possession de terres distingue le comportement des enfants d'agriculteurs exploitants de ceux de salariés agricoles, surtout pour les générations anciennes. Les enfants d'agriculteurs ont davantage la possibilité de rester dans la propriété familiale que ceux de salariés agricoles, qui ne possèdent pas de terres. Un autre effet, non directement mesuré dans les enquêtes utilisées considérées ici,

celui du revenu des parents, peut expliquer le départ plus tardif des enfants de cadres, comparés aux autres.

Le rôle des caractéristiques des enfants

Certaines caractéristiques des enfants peuvent jouer sur leur émancipation et même modifier l'effet du milieu familial. Il en est ainsi de l'effet du sexe des enfants, qui va distinguer les comportements très différents des garçons et des filles. Ils sont donc analysés ici séparément, car les effets des autres caractéristiques peuvent en dépendre fortement.

Il en est également ainsi de la distinction selon le type de départ : départ par mariage, cohabitation ou autres types (essentiellement pour des raisons professionnelles). Dans ce cas, on utilise des modèles à risques multiples, triples ici, où les diverses caractéristiques ont un effet différent sur chaque type de départ.

En revanche, les autres caractéristiques des enfants jouent, globalement, comme celles du milieu familial. Le niveau d'éducation a rarement été considéré dans les études faites à l'étranger. Dans une étude française portant sur les générations nées entre 1963 et 1966 (Galland, 1995), son effet apparaît différent selon le sexe : pour les hommes, le départ est d'autant plus précoce que leur niveau d'éducation est bas, alors que pour les femmes c'est l'inverse. Mais dans les deux cas, l'effet reste modeste. On cherche à savoir ici si cet effet est stable au cours du temps et s'il dépend du type de départ.

L'activité et le chômage que l'individu a pu connaître alors qu'il vivait chez ses parents jouent également sur les probabilités de départ. Ainsi, une période de chômage antérieur devrait rendre l'individu plus réticent à quitter ses parents, le foyer parental constituant pour lui un lieu de sécurité. En revanche, avoir connu une période d'activité antérieure au départ pourrait le pousser à les quitter plus vite.

L'effet de l'histoire

Les effets précédents peuvent être plus ou moins fortement affectés par des événements conjoncturels. Ainsi, les périodes de crise économique marquées par un fort chômage ou les périodes de guerre vont, sans doute, retenir les enfants plus longtemps chez leurs parents. D'autres périodes vont, au contraire, favoriser ce départ comme celles suivant la fin d'une guerre ou celles marquées par la reprise économique et la baisse du chômage.

En revanche, les aspects spatiaux de ce phénomène, comme par exemple l'effet de l'urbanisation sur ces départs, ne sont pas étudiés ici. Ils le seront dans un article à venir à l'aide de méthodes spécifiques telles que l'analyse multi-niveaux (Courgeau et Baccaïni, 1997).

L'apport d'un modèle d'analyse biographique

Cette première description peut être enrichie à l'aide d'un modèle biographique, qui fait intervenir les diverses caractéristiques conjoncturelles, familiales et individuelles pouvant expliquer l'abaissement ou, au contraire, l'élévation de l'âge de départ du foyer parental.

Si on introduit maintenant la génération comme une variable continue (6), lorsqu'elle intervient seule, son effet peut être interprété de façon symétrique à ce que présente le graphique I : une augmentation des probabilités de quitter ses parents correspond, en effet, à une diminution de l'âge médian au départ et inversement (cf. graphiques II).

Un effet de période net pour les générations nées avant guerre

Pour les générations qui ont traversé des périodes de guerre et de crises, un important effet conjoncturel peut être mis en évidence en appliquant un modèle semi-paramétrique

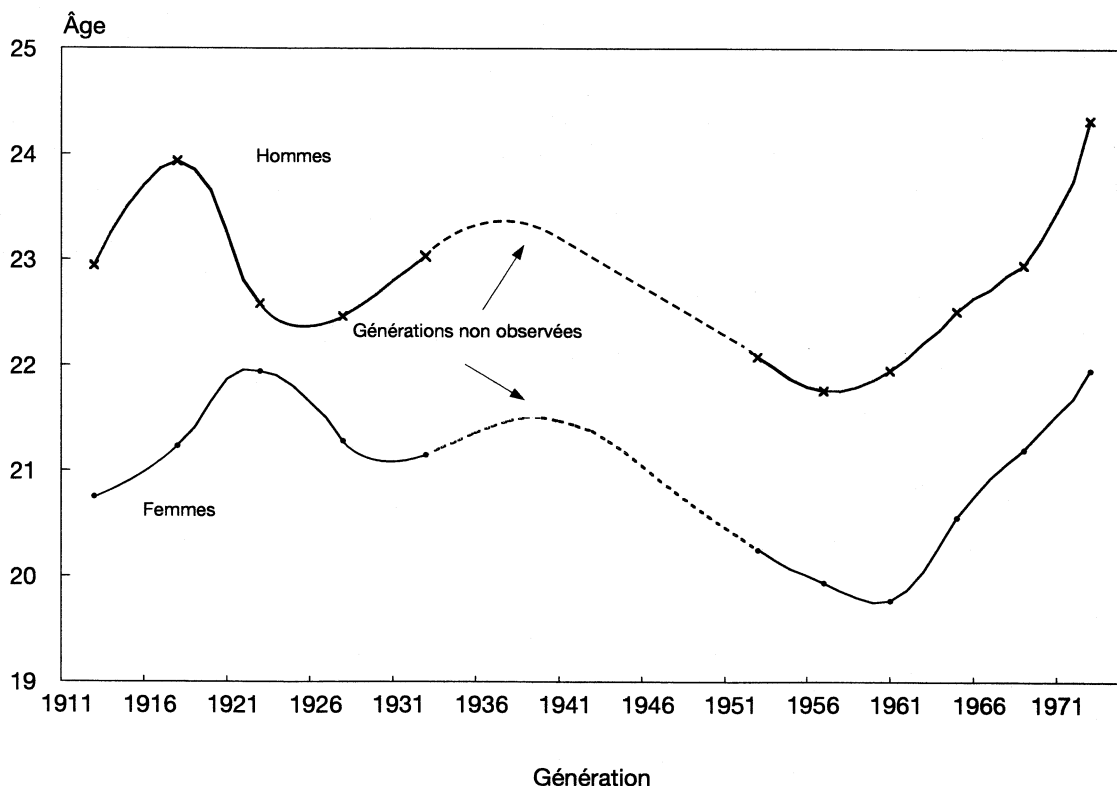
faisant intervenir à la fois la génération et l'année à laquelle se produit l'événement (7) (cf. encadré 2). Cette méthode permet de vérifier que ces périodes troublées ont bien affecté l'âge de départ de chez les parents. Pour les hommes, cinq périodes peuvent être distinguées (cf. graphique III) :

- une première s'étendant de 1929 à 1938, correspond à la crise économique des années 30, qui est marquée par un chômage à un niveau élevé, mais à peu près constant tout au long de la période (Villa, 1995) ;
- une deuxième correspond à la Seconde Guerre mondiale de 1939 à 1945 ;
- une troisième, très courte, correspond à la récupération des retards accumulés pendant la guerre (il s'agit à la fois du rattrapage des unions différées par la guerre et de retards

6. Une courbe du troisième degré est estimée ici, centrée sur sa valeur moyenne (génération née en 1923 pour l'enquête 3B, née en 1964 pour l'enquête EJC).

7. On trouvera une discussion détaillée des problèmes classiques liés à l'introduction simultanée d'un effet d'âge, de période et de génération et des moyens d'identifier ces facteurs, en dépit des relations évidentes existant entre eux, dans (Hobcraft et al., 1982) et (Willekens et Baydar, 1984).

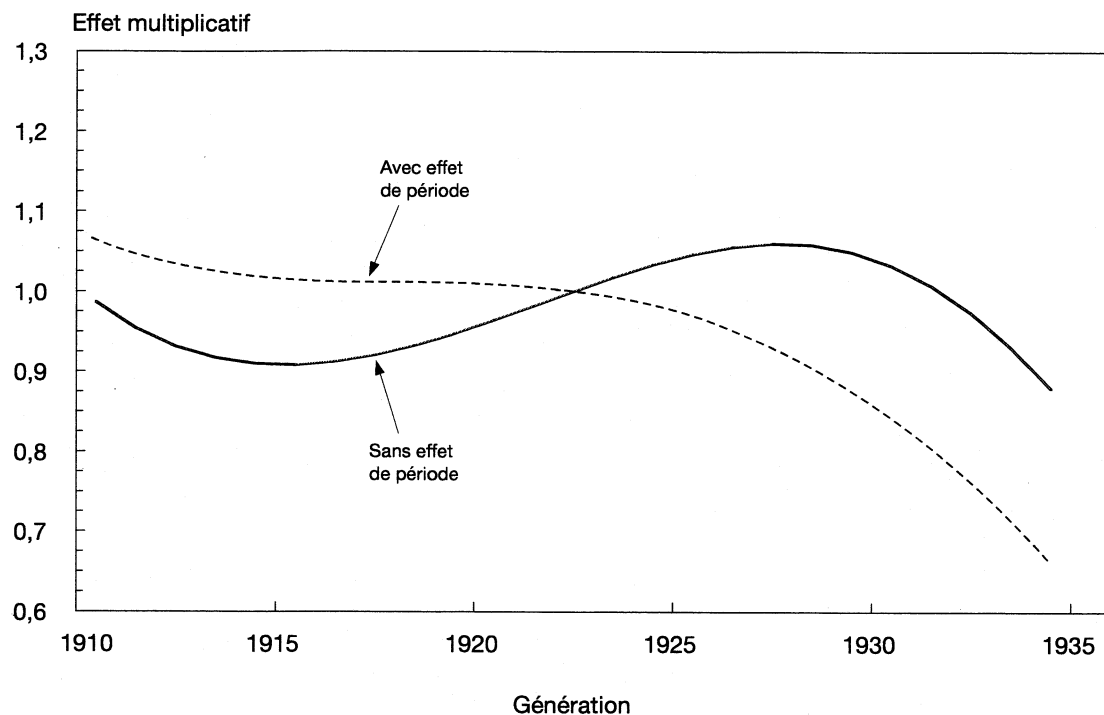
Graphique I
Âge médian au départ de chez les parents



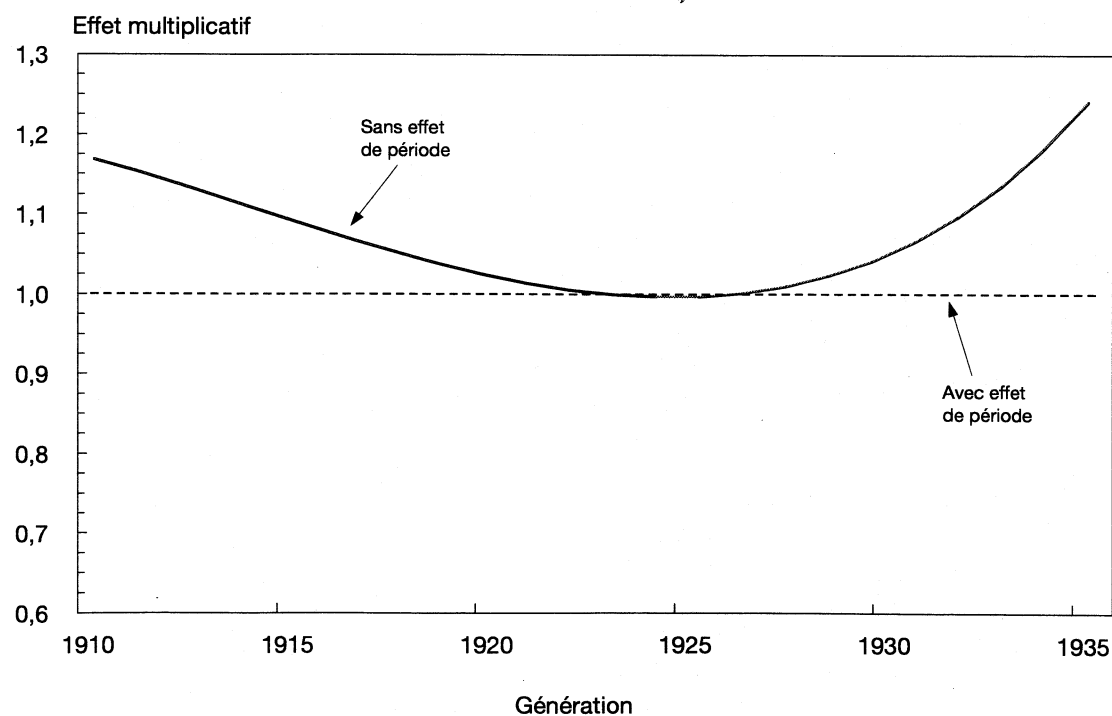
Sources : enquête « 3B » (Ined) et enquête « EJC » (Insee).

Graphique II
Effet de la génération sur le départ de chez les parents

A – Hommes



B – Femmes



Source : enquête « 3B », Ined.

d'autres types comme être resté chez sa mère alors que le père était prisonnier de guerre, etc.), de 1946 à 1947 ;

– une quatrième correspond à la période de reconstruction pendant laquelle de nombreux jeunes Français durent rester chez leurs parents dans l'attente de trouver un logement indépendant convenable (de 1948 à 1955) ;

– une cinquième catégorie de périodes, essentiellement les suivantes (1956-1981), peuvent être prises comme période de référence. Ce n'est en effet qu'à partir du milieu des années 50 que le retard dans la construction commence à être comblé au niveau national, même si les très grandes villes ont encore un déficit important en logements (Febvay et Henry, 1957). Cette périodisation peut être appliquée aux femmes car elle reste très proche, bien que moins tranchée. Ces périodes peuvent dès lors être portées dans un modèle semi-paramétrique comme des variables dépendant du temps, égales à 1 lorsque l'individu se trouve dans une de ces périodes, sinon égales à zéro.

Les résultats du modèle, qui fait intervenir toutes les caractéristiques ayant un effet significatif, sont, soit portés dans le tableau 1 pour les caractéristiques binaires (l'individu connaît cette caractéristique ou non, par exemple il a

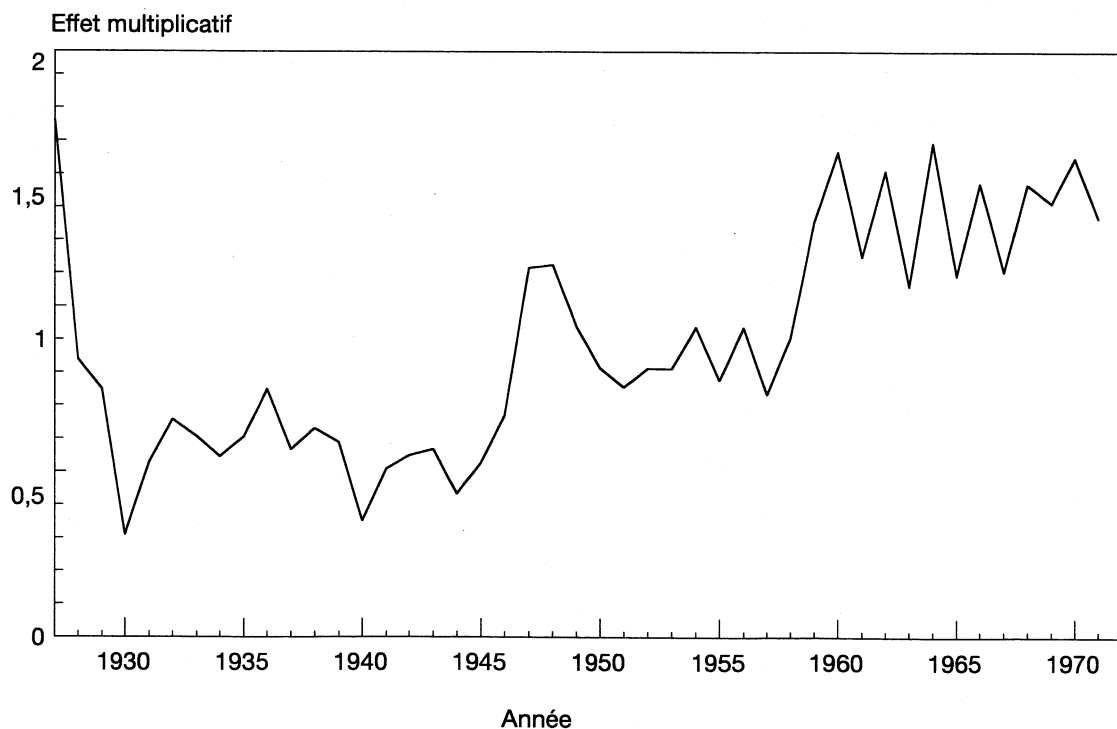
perdu sa mère ou non) ou polytomiques non ordonnées (l'individu connaît une des n modalités de cette caractéristique, par exemple il a suivi des études supérieures, il a eu le baccalauréat, le CAP, le CEP ou il est sans diplôme), soit décrits dans le texte ou illustrés par des graphiques pour des variables continues telles que l'âge ou polytomiques ordonnées, telles que le nombre de frères et sœurs.

L'effet de la conjoncture apparaît toujours comme important, même lorsque l'on fait intervenir l'ensemble des caractéristiques. Comme on pouvait s'y attendre, la période de la guerre réduit le plus fortement l'âge de départ de chez les parents, en diminuant les quotients des hommes à moins de moitié et ceux des femmes à moins des deux tiers de leur valeur par rapport à la période de référence (8). La crise économique des années 30 intervient ensuite, mais pour les hommes seulement, avec une réduction significative de 40 %, alors que pour les femmes l'effet n'est pas significatif bien qu'il s'exerce dans le même sens. La période de la reconstruction marque aussi une réduction des quotients, moindre cependant que celle enregistrée lors

8. On n'a pas pris en compte ici, les départs pour le STO et pour d'autres raisons liées à la guerre ou à l'Occupation.

Graphique III

Effet de période sur le départ des hommes de chez les parents (générations 1911-1935)



Source : enquête « 3B », Ined.

des périodes précédentes, mais cette fois significative tant pour les hommes que pour les femmes. Enfin, la récupération des retards dus à la guerre se situe à un niveau équivalent à la période de référence.

Bien entendu, l'introduction des effets conjoncturels modifie l'effet des générations précédemment mis en évidence. Pour les hommes, le minimum observé pour les générations nées en 1916 n'existe plus, car il a été pris en compte par l'effet conjoncturel de la crise des années 30. En revanche, la baisse du quotient est toujours nette pour les générations nées après 1931 (cf. graphique II-A). Pour les femmes, cet effet de génération n'est plus significatif et l'on peut considérer que seul l'effet de période va jouer pour ces cohortes (cf. graphique II-B). C'est donc bien une stabilité de l'âge au départ de chez les parents, tant chez les femmes que chez les

hommes, que l'on observe pour les générations nées de 1911 à 1931, que seuls les effets de la crise économique et de la guerre viennent perturber. La baisse constatée pour les générations masculines nées à partir de 1931 n'apparaît pas pour les femmes, car elle survient essentiellement pour les générations postérieures, non observées par l'enquête « 3B ».

L'effet des caractéristiques familiales...

La taille de la famille d'origine joue fortement sur l'âge de départ des enfants, comme cela a déjà été observé dans d'autres pays (en Grande-Bretagne par Kerckoff et MacRae, 1992 ; aux États Unis par Mitchell, Wister et Burch, 1989) : plus le nombre d'enfants de la famille est élevé, plus les enfants deviennent indépendants tôt. Plus précisément, l'effet augmente régulièrement pour les garçons de 4 % par frère ou sœur supplémentaire et de

Tableau 1
Effet multiplicatif des caractéristiques des périodes, des parents et des individus sur les quotients de départ de chez les parents (générations 1911-1935)

Caractéristiques		Hommes	Femmes
Période ⇒	Crise des années 30	0,60***	0,85
	Guerre 1939-1945	0,48***	0,61***
	Récupération 1946-1947	1,00	0,89
	Reconstruction 1948-1955	0,72***	0,80***
Parents ⇒	Mère décédée	1,28***	1,21***
	Père agriculteur	0,89	0,89*
	Père salarié agricole	1,10	1,24***
	Père employé	0,99	0,82***
	Père cadre	0,71**	0,85
	Mère inactive	0,88**	0,87***
	Père ou mère né à l'étranger	0,84**	0,79***
Individu ⇒	Études supérieures	1,07	1,12
	Études primaires	1,00	1,14**
	Sans diplôme	0,90	1,25***
	Travaillait antérieurement	0,57***	0,96
	Travaillait dans l'agriculture	0,75***	0,81***
	A été antérieurement chômeur	0,39***	0,72*

*** Significatif au seuil de 1 %.
** Significatif au seuil de 5 %.
* Significatif au seuil de 10 %.

Lecture : un homme dont la mère est décédée a un quotient 28 % plus élevé qu'un homme dont la mère vit encore au moment de son départ, quelles que soient ses autres caractéristiques.

Ce tableau ne présente que les résultats de l'analyse semi-paramétrique des caractéristiques codées en binaire (les individus l'ont ou non). Toutefois, les variables considérées comme continues (effet de la génération, du nombre de frères et sœurs, de l'âge de la mère à la naissance de l'enquêté) ont toutes été introduites dans ce même modèle. On mesure donc ici l'effet de chacune de ces caractéristiques, une fois éliminés les effets de toutes les autres.

Champ : résidents en France à 10 ans.

Source : enquête « 3B », Ined.

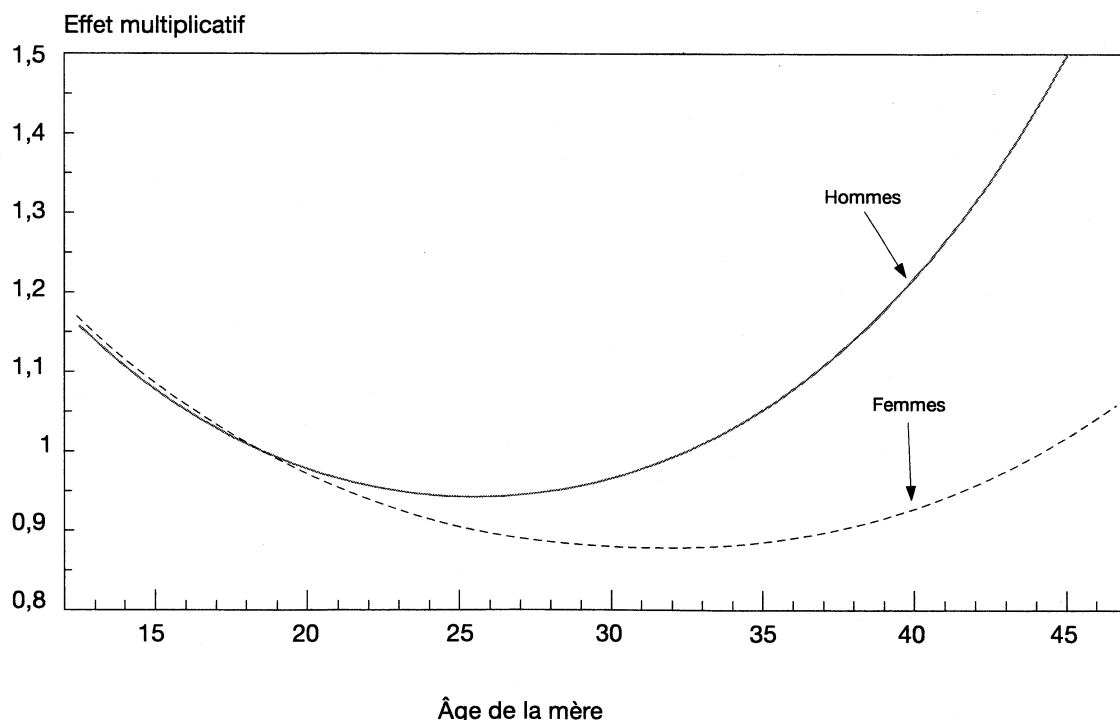
8 % pour les filles, cela jusqu'à quatre enfants. Au-delà, l'effet tourne autour de 17 % pour les premiers et 36 % pour les secondes. À l'inverse, les enfants uniques restent plus longtemps dans leur famille. Mais en revanche, être l'aîné(e) dans une famille de plusieurs enfants ne joue en rien sur les probabilités de départ (cet effet, non significatif, n'a pas été porté dans le tableau 1).

L'enquête « 3B » permet de faire intervenir une caractéristique individuelle de grand intérêt (Murphy et Wang, 1998), mais qui n'est malheureusement pas mesurée dans l'enquête « EJC » : l'âge de la mère à la naissance de l'enfant. En effet, pour les naissances avant 20 ans, on peut penser que cette variable approche l'âge de la mère au départ de chez ses propres parents. Lorsque les mères ont quitté très jeunes leurs parents, leurs enfants les quitteront également très jeunes, qu'il s'agisse des garçons ou des filles (cf. graphique IV). En revanche, pour les naissances plus tardives, une plus grande tension peut exister entre générations plus éloignées et des parents approchant l'âge de la retraite peuvent souhaiter s'occuper moins de leurs enfants. Ainsi, pour les mères de plus de 35 ans, les enfants

les quittent d'autant plus jeunes qu'elles sont plus âgées à leur naissance, et ceci beaucoup plus fortement pour les garçons que pour les filles.

Les enfants dont un parent est décédé peuvent également quitter plus jeunes le parent survivant. Le décès de la mère ou du père est à nouveau une caractéristique dépendant du temps, dont on peut voir l'effet sur l'âge de départ des enfants. Le décès de la mère accélère nettement le départ des garçons comme des filles (cf. tableau 1). À nouveau, cet effet joue plus pour les premiers que pour les secondes. En revanche, le décès du père n'influe en rien sur ces probabilités de départ et n'a donc pas été retenu comme effet significatif. Le sexe du parent décédé joue donc sur l'âge de départ, marquant le rôle prépondérant de la mère qui tend à garder plus longtemps ses enfants que le père. La séparation ou le divorce des parents auraient été intéressants à considérer, mais ne sont pas saisis dans l'enquête « 3B ». On peut toutefois penser que ces événements sont trop rares dans ces générations pour avoir un effet significatif. En revanche, cet effet pourra être pris en compte, grâce à l'enquête « EJC », pour les générations les plus récentes, celles nées après 1967.

Graphique IV
Effet de l'âge de la mère à la naissance de l'enfant sur le départ de chez les parents



Source : enquête « 3B », Ined.

La profession du père ou de la mère peut également influencer sur l'âge au départ. Si l'effet des diverses professions paternelles est similaire sur le comportement des garçons et des filles, son importance marque des différences. Pour les garçons comme pour les filles, avoir un père agriculteur exploitant retarde le départ, lorsque cette caractéristique est introduite sans faire intervenir les autres caractéristiques individuelles. Cependant, l'introduction simultanée des caractéristiques « avoir un père agriculteur exploitant » et « avoir soi-même travaillé pour la première fois dans l'agriculture » rend cet effet non significatif pour les hommes, car les enfants d'agriculteurs débutent souvent leur vie active comme agriculteurs, et réduit son importance chez les femmes. Il est donc préférable d'introduire de nouvelles caractéristiques, combinant le rôle des parents et des individus. Dans ce cas, un effet identique apparaît, tant pour les hommes que pour les femmes travaillant dans l'agriculture, que ceux-ci aient un père agriculteur ou non : réduction très significative, de l'ordre de 20 %, des quotients de départ de chez les parents. Avoir un père cadre retarde également le départ, mais cet effet n'est fortement significatif que pour les hommes. Avoir un père employé retarde le départ des jeunes femmes, alors qu'avoir un père salarié agricole accélère, au contraire, leur départ. En revanche, l'inactivité de la mère retarde de façon identique le départ des garçons et des filles, alors que, lorsqu'elle travaille, sa profession n'a pas d'effet significatif sur l'âge de leur départ.

Enfin, avoir des parents d'origine étrangère retarde fortement ce départ, tant pour les garçons que pour les filles (9). Bien qu'on ne puisse faire intervenir la nationalité détaillée des parents, du fait des effectifs réduits, cet effet se maintient pour toutes les générations observées. Il peut correspondre à un comportement protecteur de parents pour lesquels l'adaptation aux conditions de vie du pays d'accueil n'a pas été aisée, quelle que soit leur nationalité.

... et des caractéristiques individuelles

Les caractéristiques individuelles différencient le plus garçons et filles. Ainsi les filles qui ont le niveau d'éducation le plus bas, primaire et encore plus sans diplôme, quittent le plus vite leurs parents, alors que pour les garçons aucun effet significatif du diplôme n'apparaît (cf. tableau 1).

Pour les jeunes filles, travailler avant de quitter ses parents ne joue pas, sauf pour celles qui sont dans l'agriculture : elles restent plus longtemps chez leurs parents. Pour les jeunes hommes au contraire, exercer une activité les pousse à rester chez leurs parents, encore plus lorsqu'ils travaillent dans l'agriculture : dans le premier cas, cela réduit de 40 % les probabilités de partir et, dans le second, de 57 % (cf. tableau 1).

Enfin, une période de chômage antérieure au départ, le retarde très fortement, surtout pour les hommes (60 %). Connaître des difficultés d'insertion en début de vie active, des périodes de chômage alternant avec des périodes d'activité, encourage aussi les jeunes à garder une attache plus étroite et plus durable avec leurs parents.

Un effet de période réduit pour les générations d'après-guerre

Les générations d'après-guerre ont rencontré, dès 1975, un chômage général croissant régulièrement, de 600 000 à 2 500 000 en 1985, suivi d'une période de pause et même de légère décroissance jusqu'en 1992, pour entamer depuis une nouvelle croissance (Villa, 1995). Contrairement au chômage des années 30, qui a crû brusquement et s'est maintenu à un niveau à peu près constant pendant toute cette période (autour de 900 000), marquant ainsi un fort effet conjoncturel, celui des années 1975 à 1985 a un effet direct et important sur les générations, avec toutefois un effet conjoncturel moins important, comme le montre un modèle faisant intervenir à la fois la génération et des périodes annuelles : les effets conjoncturels sont beaucoup plus réduits pour les générations nées après 1952 que pour celles nées de 1911 à 1935. C'est la raison pour laquelle ces courbes ne sont pas portées ici, mais ces effets se retrouvent dans le tableau 2 avec les effets de période. Pour les hommes, l'effet multiplicatif qui variait de 0,25 à 2,50 pour les cohortes du début du siècle, ne varie plus que de 0,70 à 1,70 pour les générations plus récentes. On ne distingue plus que trois périodes, par rapport à une situation moyenne observée dans les périodes intermédiaires 1975-1981, 1985-1987 et 1992-1997 : une première s'étendant de 1969 à 1975, qui correspond à la fin des « Trente Glorieuses » et

9. Rappelons que l'on travaille sur une sous-population d'individus dont les parents sont déjà présents en France avant qu'ils n'acquiescent leur indépendance.

marque un départ plus tardif de chez les parents, l'âge de départ se réduisant cependant tout au long de cette période ; une seconde, de 1982 à 1984, marquée par une priorité donnée à la lutte contre le chômage, des dévaluations du franc et un blocage des prix et des salaires, montre un bref retour vers ce départ plus tardif, que l'on peut considérer comme une position d'attente ; la troisième période, de 1987 à 1992, correspond à une période de tassement du chômage et se caractérise par un départ plus rapide de chez les parents. Pour les jeunes filles, la périodisation est semblable, mais toujours moins tranchée que pour les hommes.

C'est l'effet des périodes antérieures à la crise

de 1975 et de la période 1982-1984, qui réduisent de façon plus significative l'âge de départ des hommes que ceux des femmes, alors que la période de répit du chômage ne joue que sur le départ des hommes (cf. tableau 2). L'introduction de ces effets de période ne modifie, cette fois-ci, que légèrement l'effet de génération.

L'effet des caractéristiques familiales reste identique

La taille de la famille d'origine joue dans le même sens que précédemment, avec une augmentation de 4 % par frère ou sœur supplémentaire, pour les garçons, mais n'est plus que de

Tableau 2
Effet multiplicatif des caractéristiques des périodes, des parents et des individus sur les quotients de départ de chez les parents (générations 1952-1975 avec une vue plus détaillée sur les générations 1967-1975)

Caractéristiques	Hommes (générations)		Femmes (générations)		
	1952-1975	1967-1975	1952-1975	1967-1975	
Période ⇒	Avant crise de 1974	0,69***	-	0,70***	-
	Période d'attente (1982-1984)	0,90**	-	0,85***	-
	Répit chômage (1988-1991)	1,08**	1,13*	1,03	1,14**
Parents ⇒	Mère décédée	1,43***	1,72***	1,17***	1,47***
	Père agriculteur	0,78***	0,74**	0,95	0,88
	Père ouvrier	0,88***	0,94	0,95**	0,99
	Père cadre	0,91**	0,89	0,94	0,91
	Mère inactive	1,12***	1,32***	1,04	1,16**
	Père ou mère né à l'étranger	0,78***	0,58***	0,72***	0,56***
	Parent vit avec un nouveau conjoint	-	1,40***	-	1,34***
	Père artisan ayant connu le chômage	-	1,53***	-	0,95
Individu ⇒	Études supérieures	1,04	1,04	0,82***	0,79**
	Baccalauréat	0,92	0,82	0,83***	0,83*
	CAP	0,96	1,05	0,93*	0,92
	Sans diplôme	0,78***	0,92	0,89***	0,95
	Travaillait antérieurement	1,32***	1,65***	1,42***	1,61**
	Travaillait dans l'agriculture	0,57***	0,53*	0,82	2,67**
	A été antérieurement chômeur	0,77***	0,65**	0,83***	0,76**

*** Significatif au seuil de 1 %.
** Significatif au seuil de 5 %.
* Significatif au seuil de 10 %.

Lecture : un homme dont la mère est décédée a un quotient 43 % plus élevé qu'un homme dont la mère vit encore au moment de son départ, quelles que soient ses autres caractéristiques.

Ce tableau ne représente que les résultats de l'analyse semi-paramétrique des caractéristiques codées en binaire (les individus l'ont ou non). Toutefois, les variables considérées comme continues (effet de la génération, du nombre de frères et sœurs) ont toutes été introduites dans ce même modèle. On mesure donc ici l'effet de chacune de ces caractéristiques, une fois éliminés les effets de toutes les autres.

Champ : résidents en France avant de quitter leurs parents.

Source : enquête « EJC », Insee.

5 % au lieu de 8 % pour les filles. Être l'aîné(e) dans une famille de plusieurs enfants ne joue toujours pas sur le départ de chez les parents.

De nouveau, le décès de la mère affecte, comme précédemment, le départ des garçons et des filles (cf. tableau 2), alors qu'aucun effet significatif n'apparaît lorsque le père est décédé. Pour les générations nées après 1967, il est désormais possible de vérifier l'effet de la séparation ou du divorce des parents, celui du remariage d'un parent veuf, etc. De tous les effets testés, qui devraient avancer le départ, un seul se dégage comme très fortement significatif : avoir des parents séparés, dont l'un au moins vit avec un nouveau conjoint, entraîne un départ très rapide du domicile parental. Tant que les parents sont séparés et sans nouveau conjoint, cet effet ne joue pas. Le remariage d'un parent veuf n'affecte également pas ce départ.

La profession du père joue, pour les générations nées de 1952 à 1975, plus fortement sur le départ des hommes que sur celui des jeunes filles, mais toujours dans le même sens que pour les générations antérieures, sauf pour les salariés agricoles qui sont maintenant trop peu nombreux pour montrer un effet significatif : retard du départ lorsque le père est agriculteur et cadre supérieur ; les enfants dont le père est ouvrier se comportent comme les enfants de cadres (cf. tableau 2). Pour les hommes des générations nées après 1967, ceux dont le père a connu antérieurement une période de chômage, peuvent être poussés à quitter plus rapidement leurs parents : cela ne se produit de façon significative que pour les fils d'artisan. En revanche, avoir une mère inactive ne retient plus les enfants chez leurs parents, surtout pour les jeunes des générations nées après 1967, mais au contraire les amène à partir plus jeunes. Cela peut être dû à une mesure différente de l'activité de la mère dans l'enquête « 3B » (lorsque l'enquêté avait 15 ans) par rapport à l'enquête « EJC » (au moment de l'enquête ou avant la retraite de sa mère), mais peut aussi marquer un changement de comportement des parents comme le montre la comparaison des générations nées en 1952-1966 et en 1967-1975 : en effet, le départ est plus précoce pour les premières générations.

Enfin, avoir au moins un de ses parents né à l'étranger conduit toujours à un départ beaucoup plus tardif. C'est à nouveau une permanence des comportements observée tout au long du siècle, en dépit du changement

complet dans les origines de ces parents étrangers. Cela confirme ce qui était observé pour les générations nées avant guerre : cette attitude semble beaucoup plus due à une protection plus soutenue de ces enfants placés dans un monde différent de celui dans lequel les parents ont vécu, qu'à un comportement propre à certaines nationalités.

Des changements de comportements individuels

Pour les hommes, l'effet du diplôme est toujours réduit, marqué seulement par un départ plus tardif des jeunes hommes sans diplôme. Cet effet n'est plus significatif pour les générations nées après 1967. Pour les jeunes filles, le départ est plus tardif pour celles qui ont un niveau d'études supérieur ou égal au baccalauréat que pour celles qui ont un CAP ou un CEP mais reste plus tardif que pour celles qui n'ont pas de diplôme.

Travailler antérieurement conduit les générations les plus récentes à un départ plus rapide, tant pour les hommes que pour les femmes, montrant à nouveau des changements de comportement par rapport aux générations nées avant la guerre. En revanche, travailler comme exploitant agricole correspond toujours à un départ plus tardif des hommes. Le comportement des jeunes femmes connaît une évolution rapide : celles nées avant 1967 se comportent comme les hommes alors que celles nées après cette date partent plus tôt.

Enfin, les jeunes qui ont connu une période de chômage en étant toujours chez leurs parents tendent à rester encore plus longtemps chez eux, quel que soit leur sexe et leur profession. Rappelons cependant que seuls les premiers départs sont retenus et qu'un chômage postérieur à ce départ pourrait conduire à un retour chez les parents non pris en compte ici.

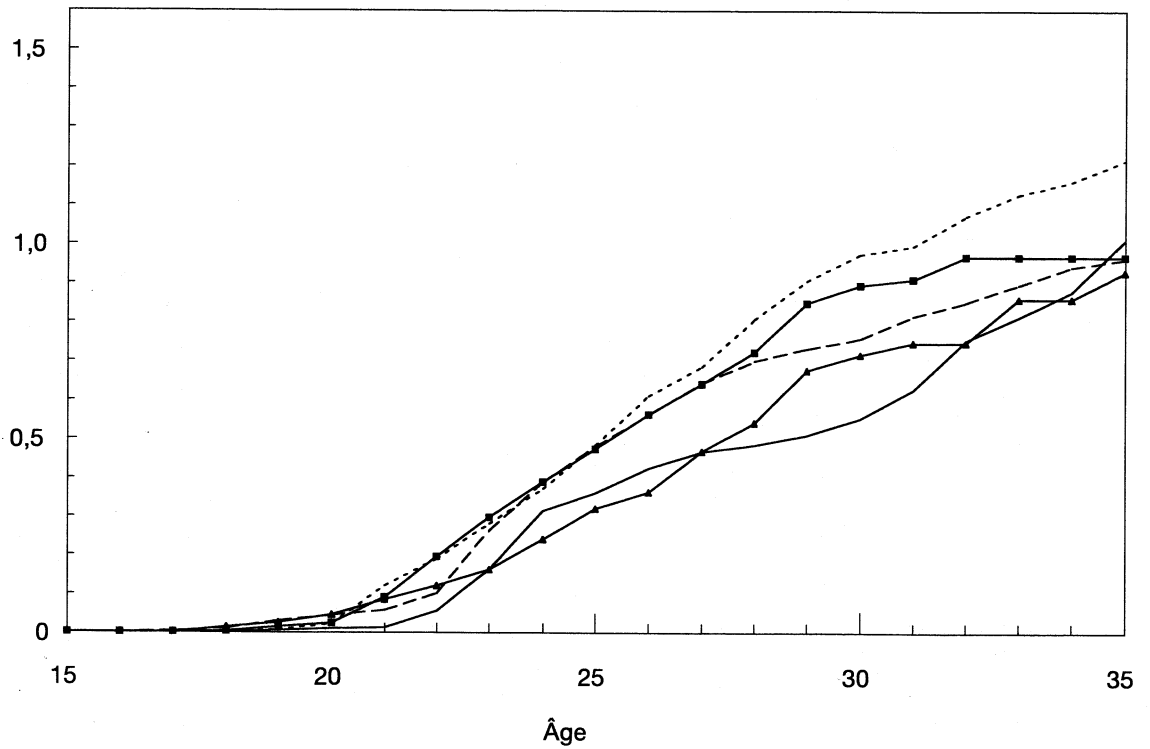
Une analyse par type de départ

Pour affiner l'analyse, on distingue maintenant les départs selon leur type, c'est-à-dire par mariage, cohabitation ou autres raisons (essentiellement pour des raisons professionnelles) afin de voir si les effets des caractéristiques précédentes (effets de génération, effets conjoncturels ou de période, effets individuels et familiaux) s'exercent ou non dans le même sens lorsqu'on retient cette distinction. Cependant, pour les générations

Graphique V
Départ de chez les parents par génération (mariage)

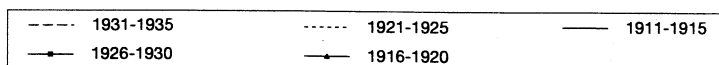
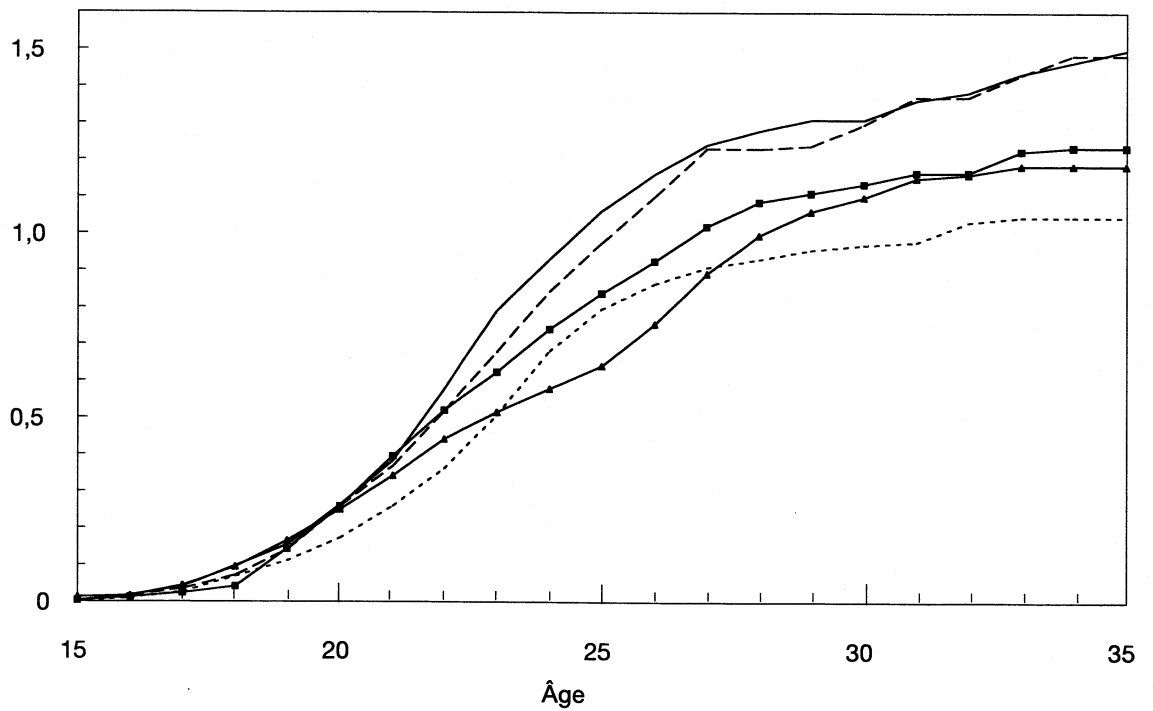
A - Hommes

Quotient cumulé



B - Femmes

Quotient cumulé



Source : enquête « 3B », Ined.

nées avant la Seconde Guerre mondiale, les départs par cohabitation étant peu fréquents, seuls le premier et le troisième type sont retenus ici.

Une forte diminution des départs par mariage depuis l'après-guerre

Pour fournir une vue d'ensemble de l'évolution de ces départs, un âge médian n'a plus de signification claire (cf. encadré 2). Il faut alors considérer l'évolution des quotients cumulés selon les générations.

Pour les générations nées avant la guerre, les évolutions des départs par mariage sont assez semblables à ce que l'on observait pour l'ensemble des départs. Pour les hommes, les départs par mariage des générations nées entre 1911 et 1920 sont les plus tardifs, car ils sont fortement affectés par la crise des années 30 et par la guerre (cf. graphique V-A). Pour les jeunes femmes, ce sont les générations extrêmes, les moins touchées par la guerre, qui connaissent un départ par mariage plus précoce (cf. graphique V-B). L'effet de la guerre sur les départs pendant les périodes intermédiaires se

décèle facilement : une augmentation moins forte de cet âge de départ entre 23 et 28 ans pour les générations nées entre 1916 et 1920, entre 18 et 23 ans pour les générations nées entre 1921 et 1925.

Pour les générations nées après guerre, les départs par mariage marquent un recul continu d'une génération à l'autre pour quasiment disparaître pour les générations les plus récentes (cf. graphiques VI). Il s'agit ici, bien entendu, de la disparition du départ de chez les parents par mariage, et non du mariage en soi, même si la nuptialité a fortement baissé pour ces générations.

L'interaction entre effets de génération et effets de période

Comme précédemment, un modèle semi-paramétrique permet de faire intervenir les diverses caractéristiques (générations, périodes, caractéristiques individuelles et familiales). Au-delà des effets de génération déjà décrits (cf. supra) on considère maintenant l'interaction entre générations et périodes.

Tableau 3
Effet multiplicatif des caractéristiques des périodes, des parents et des individus sur les quotients de départ de chez les parents pour mariage ou pour autre raison (générations 1911-1935)

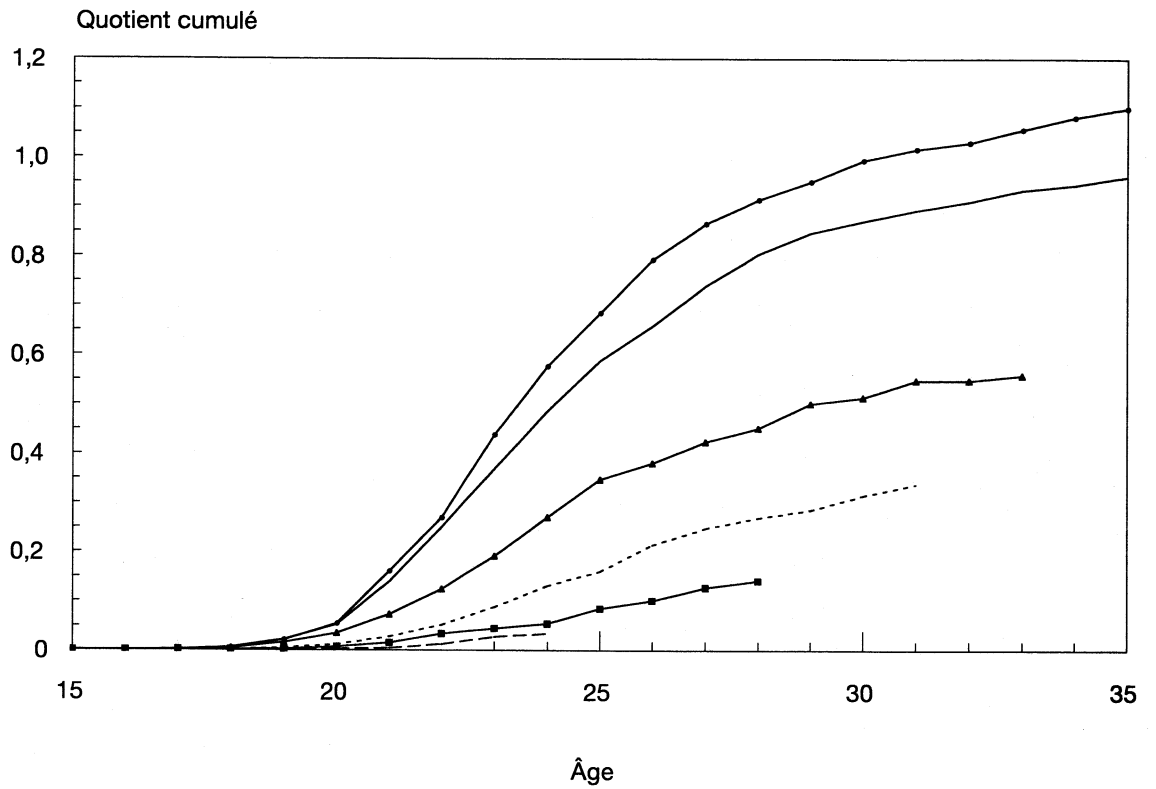
Caractéristiques		Départs pour mariage		Départs pour autre raison	
		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Période ⇒	Crise des années 30	0,30***	0,74	0,59***	0,75**
	Guerre de 1939-1945	0,30***	0,53***	0,49***	0,62***
	Récupération 1946-1947	0,98	1,07	0,88	0,66***
	Reconstruction 1948-1955	0,74*	0,85	0,64***	0,76***
Parents ⇒	Mère décédée	1,20	1,00	1,35***	1,41***
	Père agriculteur	0,89	0,92	0,89	0,88
	Père salarié agricole	1,03	0,79*	1,16	1,79***
	Père cadre	0,64	0,98	0,79	0,81
	Mère inactive	0,97	0,89*	0,83***	0,83***
	Père ou mère né à l'étranger	0,78*	0,88	0,88	0,72***
Individu ⇒	Etudes supérieures	1,85**	1,14	0,96	1,12
	Etudes primaires	1,28*	1,80***	0,87	0,76***
	Sans diplôme	1,00	1,86***	0,87	0,91
	Travaillait antérieurement	2,41***	1,07	0,40***	0,85**
	Travaillait dans l'agriculture	0,80	0,89	0,71***	0,70***
	A été antérieurement chômeur	0,49	0,79	0,34***	0,64

*** Significatif au seuil de 1 %.
** Significatif au seuil de 5 %.
* Significatif au seuil de 10 %.

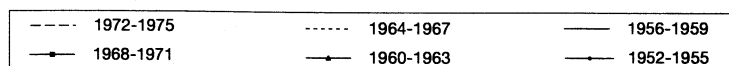
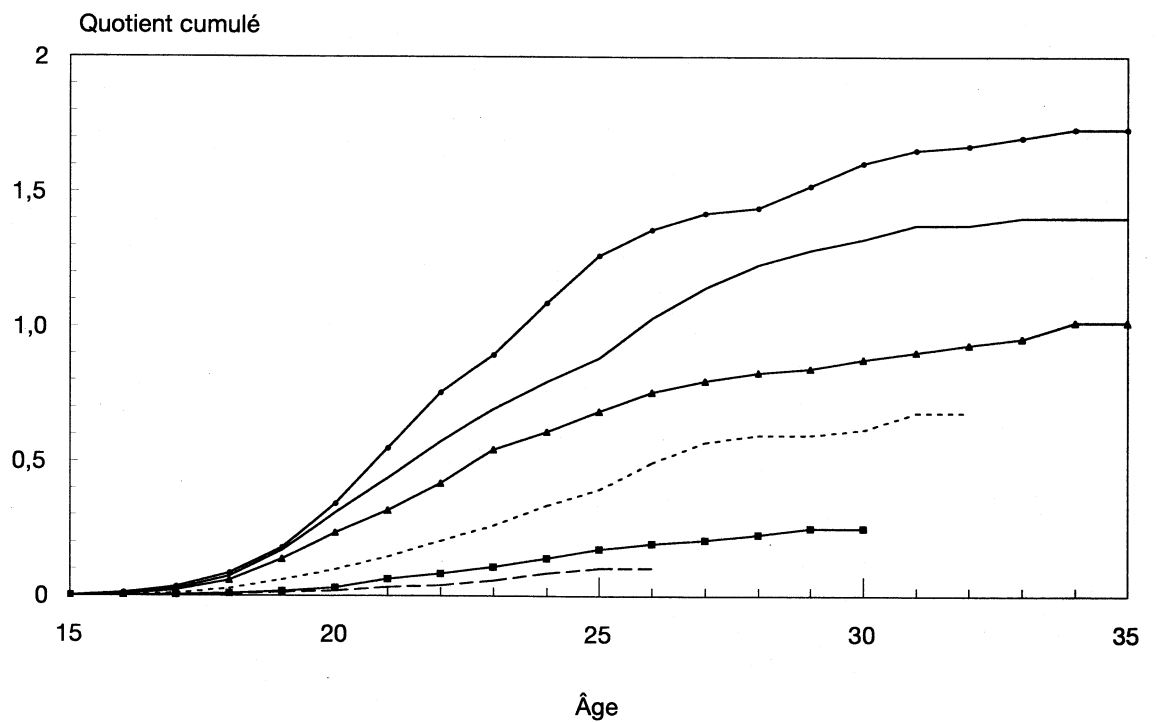
Lecture, champ et source : voir tableau 1.

Graphique VI
Départ de chez les parents par génération (mariage)

A - Hommes



B - Femmes



Source : enquête « EJC », Insee.

Les effets des période de crise et de guerre réduisent fortement l'âge au départ des hommes, alors que seule la guerre joue sur les départs des femmes (cf. tableau 3). Pour les générations nées après 1950, seule la période 1982-1984 réduit les départs par mariage des hommes (cf. tableau 4). L'introduction de ces effets modifie celui des générations : forte décroissance pour les générations nées de 1911 à 1920, suivie d'une baisse plus lente pour le départ des hommes, alors que pour les femmes cet effet est plus restreint. Pour les générations nées après guerre, la décroissance est identique à ce que l'on observait sans effet de période, mais part d'un niveau un peu moins élevé.

Peu de caractéristiques de la famille d'origine influent sur l'âge des départs par mariage. Pour toutes les générations observées, le nombre de frères et sœurs n'a aucun effet sur l'âge de départs des hommes et joue toujours dans le même sens que pour les départs pour toutes causes, mais influe moins fortement sur l'âge de départ des femmes : lorsque le nombre de frères et sœurs augmente, ce départ se fait d'autant plus rapidement. L'âge de la mère à la

naissance de l'enfant, pour les générations nées avant guerre, n'intervient pas sur l'âge de départ des garçons. En revanche, il joue dans le même sens que précédemment pour le départ des filles, montrant une transmission du comportement maternel, seulement du coté féminin de leur descendance : départs précoces par mariage pour celles que leur mère a eues jeune et qui s'était donc mariée également de bonne heure. Cela est encore vrai, dans une moindre mesure, pour celles que leur mère a eues après quarante ans (cf. graphiques VII). Le décès de la mère ne joue pas, sur le départ par mariage des filles et des garçons des générations nées avant la guerre. Pour les filles nées après-guerre ce même effet ne joue toujours pas, alors qu'il devient très significatif pour les garçons : avoir un père veuf ou remarié accélère leur départ par mariage.

Un niveau d'éducation élevé des hommes nés avant la guerre favorise leur départ par mariage, alors que pour les femmes c'est un bas niveau qui l'accélère. En revanche, pour les générations nées après la guerre, ce sont les femmes ayant le baccalauréat ou surtout un niveau d'études supérieur qui sont restées le

Tableau 4
Effet multiplicatif de caractéristiques des périodes, des parents et des individus sur les quotients de départ de chez les parents pour mariage, pour cohabitation ou pour autres raisons (générations 1952-1975)

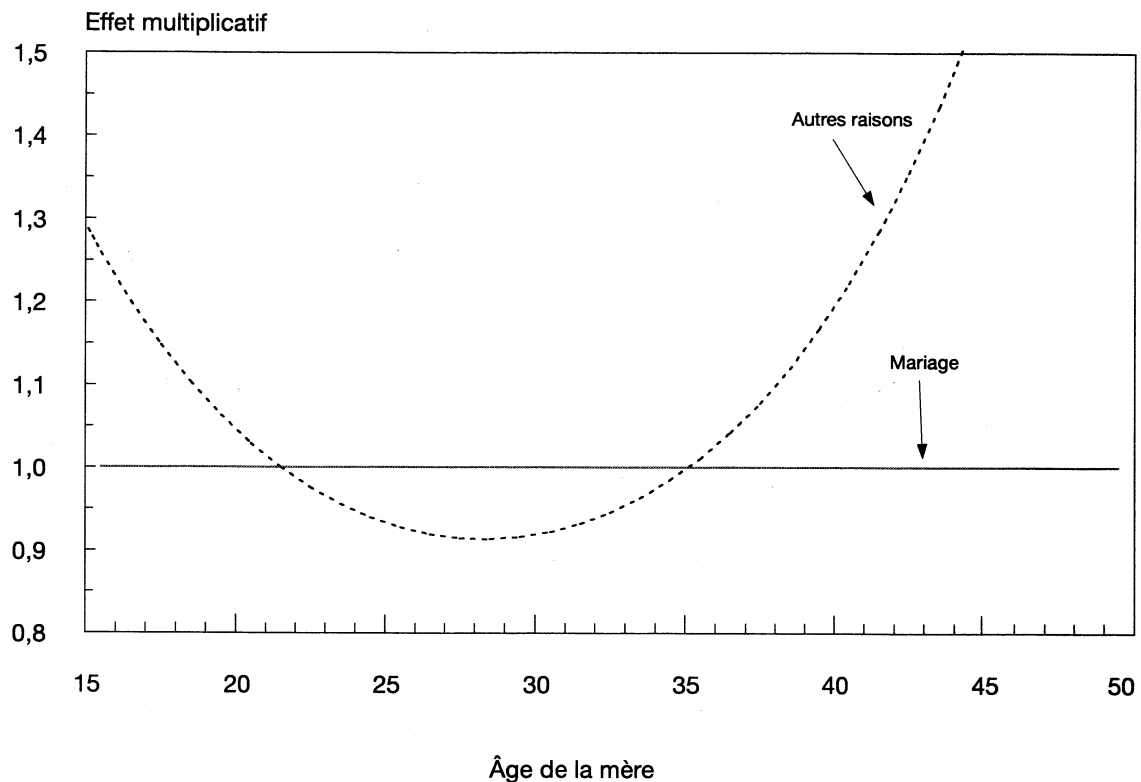
Caractéristiques	Départs pour mariage		Départs pour cohabitation		Départs pour autres raisons		
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	
Période ⇒	Avant crise de 1974	1,28	0,96	0,54	0,75	0,82	0,58 ***
	Période d'attente 1982-1984	0,76 ***	0,88	0,88	0,91	0,91	0,78 ***
	Répétition chômage	0,93	0,89	1,20	1,03	1,00	1,08 *
Parents ⇒	Mère décédée	1,39 ***	0,94	1,30 **	1,28 **	1,53 ***	1,30 ***
	Père agriculteur	0,89	0,98	0,64 ***	0,65 ***	0,81 ***	1,13 **
	Père ouvrier	1,00	1,04	0,94	0,91 **	0,80 ***	0,90 **
	Père cadre	0,73 ***	0,89	0,93	0,89	0,94	0,97
	Mère inactive	1,27 ***	1,11 **	1,10 *	0,91 *	1,06	1,06
	Père ou mère né à l'étranger	0,79 ***	1,02	0,68 ***	0,58 ***	0,83 ***	0,66 ***
Individu ⇒	Études supérieures	1,17	0,56 ***	0,89	0,54 ***	1,07	1,20 ***
	Baccalauréat	1,11	0,84 *	0,89	0,64 ***	0,88	0,98
	CAP	1,28 **	1,00	0,99	0,85 **	0,85 **	0,92
	Sans diplôme	1,00	1,02	0,90	0,79 ***	0,65 ***	0,83 **
	Travaillait antérieurement	2,58 ***	1,93 ***	1,44 ***	1,34 ***	0,97	1,12 ***
	Travaillait dans l'agriculture	0,77 *	1,00	0,58 ***	0,28 **	0,42 ***	0,80
	A été antérieurement chômeur	0,60 ***	0,78 **	0,73 **	0,92	0,85	0,79 **

*** Significatif au seuil de 1 %.
** Significatif au seuil de 5 %.
* Significatif au seuil de 10 %.

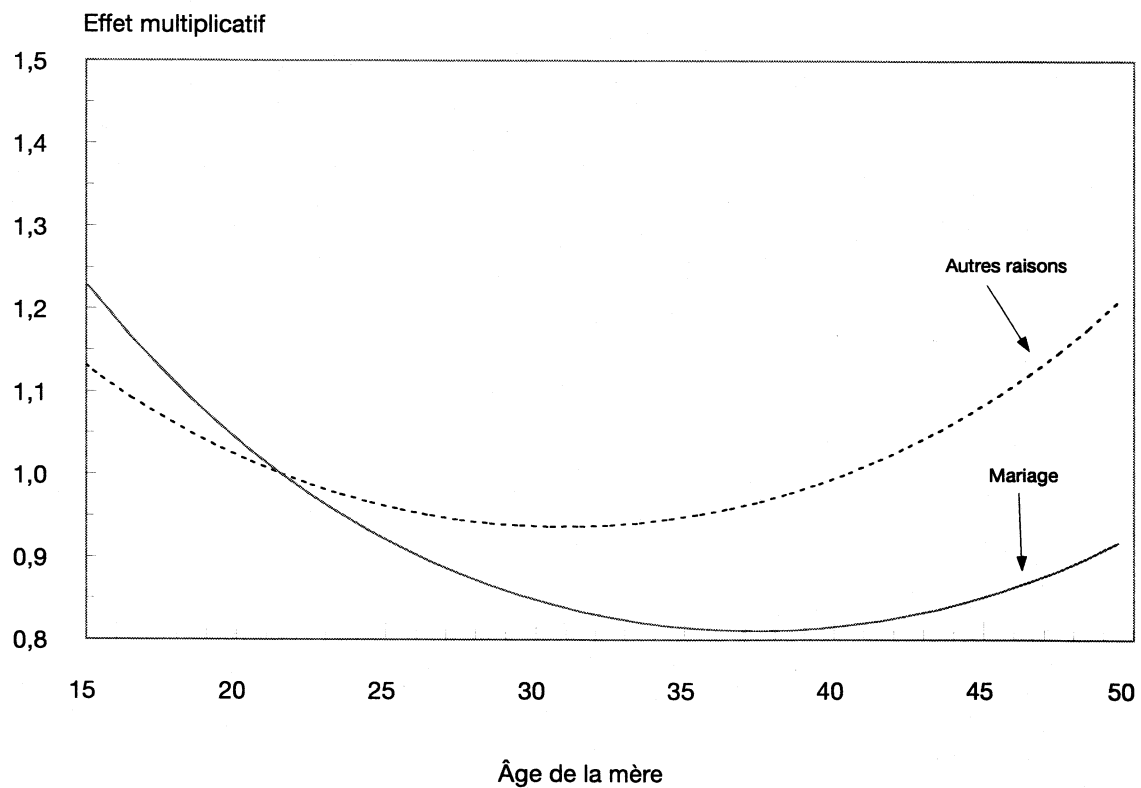
Lecture, champ et source : voir tableau 2.

Graphique VII
Effet de l'âge de la mère à la naissance de l'enfant sur le départ de chez les parents

A – Hommes



B – Femmes



Source : enquête « 3B », Ined.

plus longtemps chez leurs parents. Les hommes qui travaillaient antérieurement sont partis plus rapidement de chez leurs parents par mariage pour l'ensemble des cohortes observées, alors que pour les femmes cet effet ne joue que pour celles nées après-guerre. Enfin, une période de chômage antérieur n'affecte pas les générations nées avant guerre, alors qu'elle vient réduire fortement les chances de partir jeune par mariage tant des hommes que des femmes nés après guerre.

Les départs pour cohabitation concernent surtout les générations d'après-guerre

Comme déjà indiqué, il n'est possible de distinguer les départs par cohabitation que pour les générations nées après la guerre. Ces départs montrent une intensité croissante pour les générations nées de 1952 à 1968, qui décroît ensuite et se retrouve au niveau initial en fin de période (cf. graphique VIII). Cette diminution n'existe pas pour la formation des couples par cohabitation des générations nées en 1964-1968 et celles nées en 1969-1975 (Toulemon et de Guibert-Lantoine, 1998). Si la décroissance des départs pour mariage était parfaitement compensée par l'augmentation des départs pour cohabitation jusqu'aux géné-

rations nées en 1968, au-delà de cette date il y a une baisse des départs pour les deux raisons : elle est ralentie pour les départs par mariage, qui ont pratiquement disparu ; elle s'accélère pour les départs pour cohabitation.

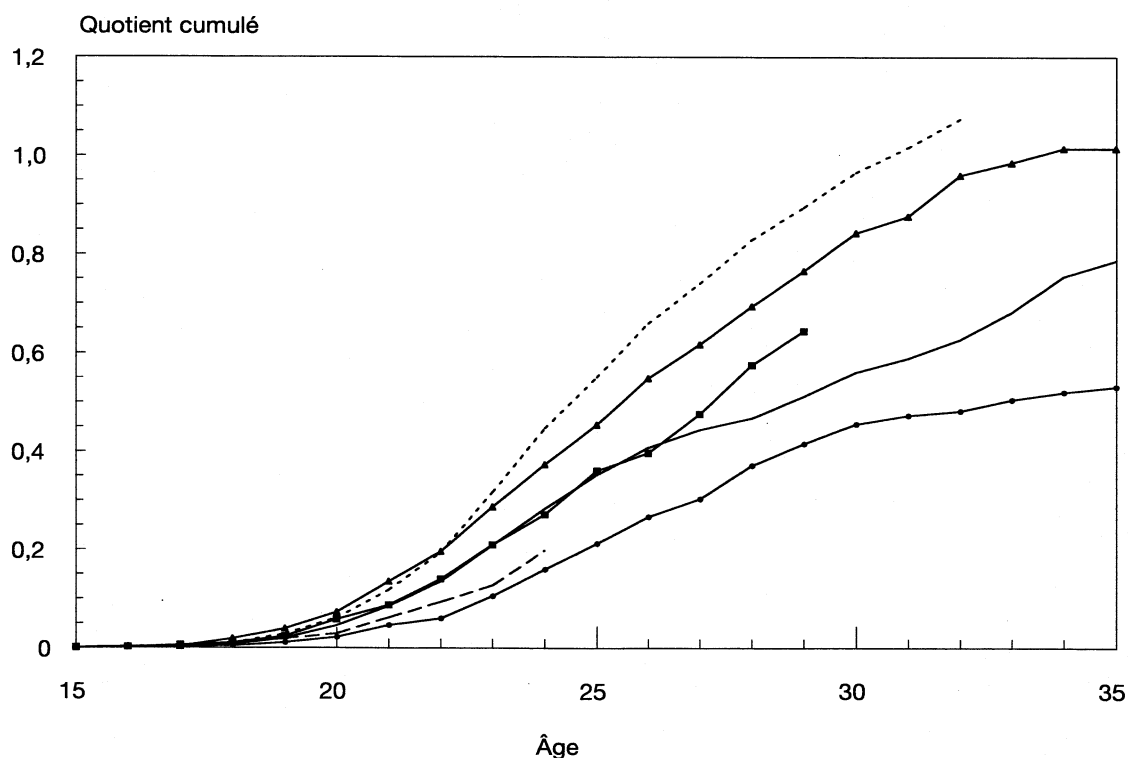
L'utilisation d'un modèle semi-paramétrique donne des résultats semblables pour l'effet de génération. Ils ne sont guère modifiés par l'introduction des effets de période qui ne sont jamais significatifs.

Certaines caractéristiques des parents vont, en revanche, avoir un rôle plus important sur les départs pour cohabitation que sur ceux pour mariage. Ainsi, le décès de la mère accroît la cohabitation tant des garçons que des filles. Inversement, avoir un père agriculteur et un des parents au moins né à l'étranger, empêche plus souvent la cohabitation. Il en est de même pour un père ouvrier chez les femmes. Mais il s'agit là de catégories sociales initialement plus réticentes à la cohabitation.

Le niveau d'éducation des hommes ne joue en rien sur ces départs alors que les femmes les plus éduquées partent moins aisément de chez leurs parents par cohabitation. On verra plus loin que ces femmes partent plus aisément pour d'autres

Graphique VIII
Départ de chez les parents par génération (cohabitation)

A - Hommes



raisons, sans doute professionnelles. Travailler antérieurement favorise ce départ par cohabitation, avec une exception pour ceux et celles qui travaillent dans l'agriculture, pour lesquels c'est l'inverse. Cet effet vient s'ajouter à celui d'avoir un père travaillant dans cette profession. Enfin, avoir connu une période de chômage antérieure ne réduit le départ par cohabitation que pour les hommes.

Des départs pour raisons professionnelles stables

L'âge de fin d'études obligatoires étant de 12 ans avant l'été 1936, les générations nées avant guerre sont observées à partir de l'âge de 11 ans. Le départ pour d'autres raisons que cohabitation et mariage c'est-à-dire essentiellement professionnelles, avant 20 ans, diminue en passant d'une génération à la suivante, tant pour les hommes que pour les femmes, du fait de l'augmentation de l'âge d'obligation scolaire (cf. graphique IX). Après 27 ans, au contraire, il croît. Pour les générations nées après-guerre, on peut partir de 15 ans comme pour

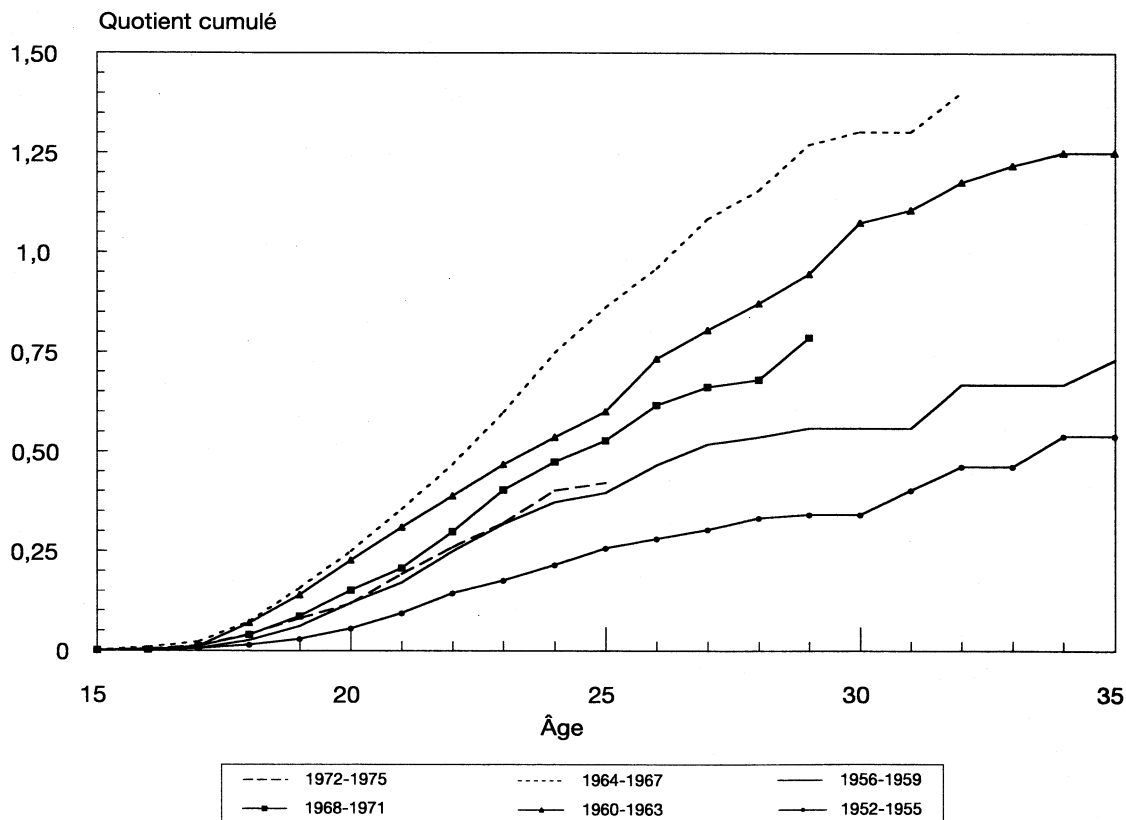
les autres types de départ. Les évolutions restent très regroupées et toujours linéaires, par opposition aux départs par mariage ou cohabitation. Elles marquent seulement une légère baisse pour les dernières générations masculines observées. L'évolution d'ensemble des premiers départs de chez les parents, pour les générations nées après 1960 (cf. graphique I), est donc essentiellement due aux départs par cohabitation et non aux départs pour raisons professionnelles.

L'utilisation d'un modèle semi-paramétrique ne distingue pas d'effet de génération pour les hommes et les femmes nés avant-guerre. Après-guerre, la baisse pour les générations masculines nées après 1970 est légèrement significative.

En revanche, les effets de périodes sont très importants. Pour les générations nées avant-guerre, la crise des années 30, la seconde guerre mondiale et la période de reconstruction conduisent à une forte baisse des départs pour raisons professionnelles. Si la récupération des

Graphique VIII (suite)

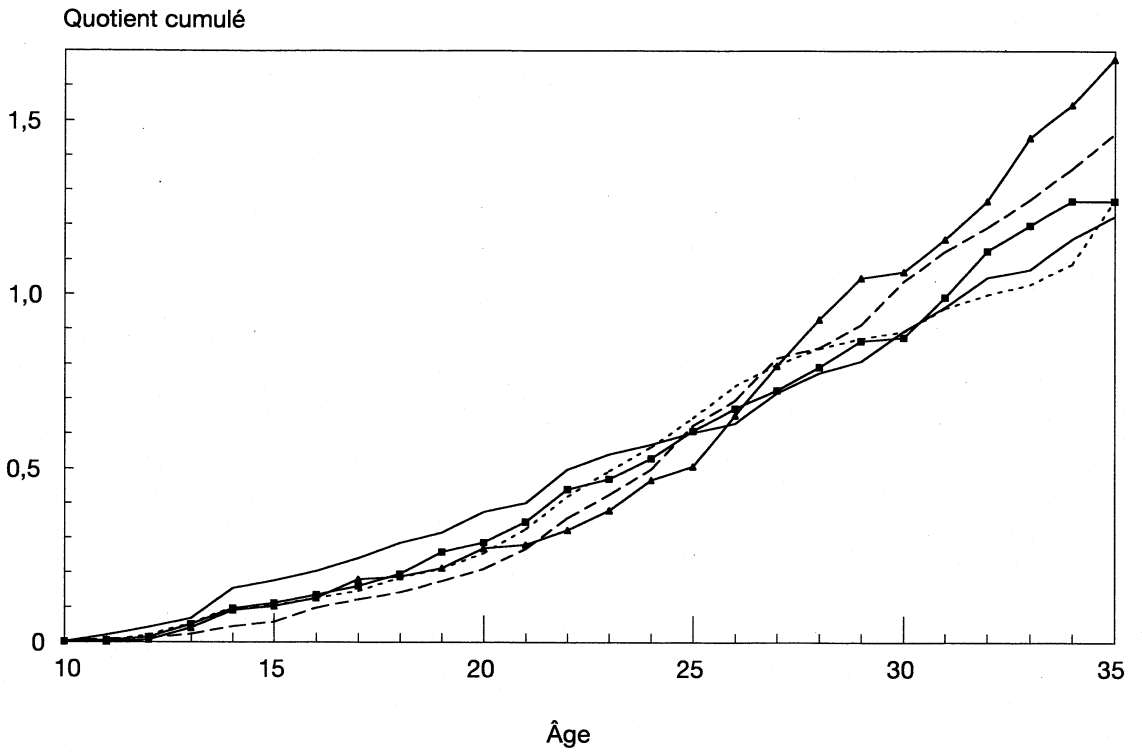
B - Femmes



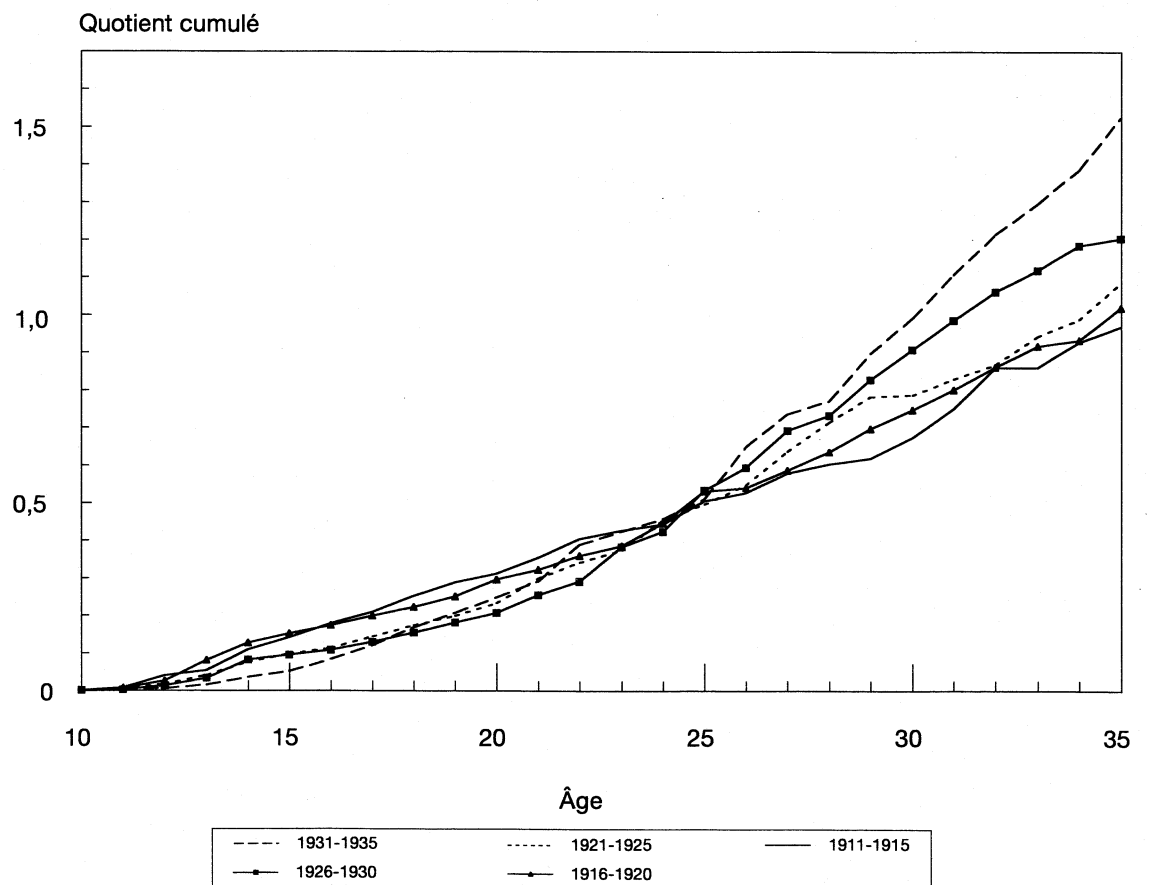
Source : enquête « EJC », Insee.

Graphique IX
Départ de chez les parents par génération (autres raisons)

A - Hommes



B - Femmes



Source : enquête « 3B », Ined.

retards dans l'immédiat après guerre entraîne des départs plus importants pour les hommes, il n'en est rien pour les femmes (cf. tableau 3). Pour les générations nées après-guerre, les effets de période ne sont significatifs que pour les femmes et conduisent à une baisse des probabilités de partir pendant la période précédant la crise de 1975 et la période 1982-1984. À l'opposé, les chances de partir pour ces raisons connaissent une légère augmentation lors de l'embellie conjoncturelle de la fin des années 80. Les caractéristiques familiales ont un effet très proche de celui observé pour les départs pour toutes causes confondues. Cependant, si avoir un père agriculteur n'affecte pas les départs pour toutes raisons des femmes des générations nées après la guerre, l'effet est significatif sur les départs pour raisons professionnelles : il augmente de 13 % leurs chances de départ (cf. tableau 4). Ce comportement montre des différences importantes entre fils d'agriculteurs, qui ont tendance à rester dans la ferme paternelle dans l'attente d'un héritage, et filles d'agriculteurs, qui au contraire partent plus rapidement vers d'autres horizons professionnels.

Les caractéristiques individuelles vont également jouer dans le même sens que pour les

départs pour toutes raisons. Seul le niveau d'études des femmes influe différemment. Pour les départs toutes raisons confondues, les femmes des générations nées avant la guerre et ayant un niveau d'études primaire ou sans diplôme quittent leurs parents très rapidement. En fait, ce sont les départs par mariage très jeune, qui entraînent cet effet. Les départs pour raisons professionnelles montrent un effet inverse : si elles ne se marient pas, les femmes de niveau d'études primaire vont rester, au contraire, plus longtemps chez leurs parents.

Pour les femmes nées après la guerre, un effet semblable apparaît mais uniquement pour celles ayant un niveau d'études élevé. Pour les départs toutes raisons confondues, les femmes ayant un niveau d'études supérieur ou égal au baccalauréat restent plus longtemps chez leurs parents que celles ayant un CAP ou un CEP. On voit, en faisant intervenir les types de départ, que cela correspond parfaitement aux départs par mariage ou par cohabitation, mais pas du tout aux départs pour raisons professionnelles. Dans ce cas, les femmes de niveau d'études supérieur quittent leurs parents beaucoup plus rapidement que celles ayant tout autre niveau d'études. □

L'auteur remercie deux rapporteurs de la revue pour leurs conseils sur une version précédente de cet article.

BIBLIOGRAPHIE

- Andersen P.K., Ø. Borgan, Gill R. et Keiding N. (1993)**, *Statistical Models Based on Counting Processes*, Springer Verlag, New York, 768 p.
- Aquilino W. (1990)**, « The Likelihood of Parent-Adult Child Coresidence: Effects of Family Structure and Parental Characteristics », *Journal of Marriage and the Family*, 52, pp. 405-419.
- Aquilino W. (1991)**, « Family Structure and Home Leaving: a Further Specification of the Relationship », *Journal of Marriage and the Family*, 53, pp. 999-1010.
- Battagliola F., Brown E. et Jaspard M. (1997)**, « Être parent jeune : quels liens avec les itinéraires professionnels ? », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 191-207.
- Bonvalet C. et Lelièvre E. (1989)**, « Mobilité en France et à Paris depuis 1945 : bilan résidentiel d'une génération », *Population*, vol. 44, n° 3, pp. 531-560.
- Bozon M. et Villeneuve-Gokalp C. (1995)**, « L'art et la manière de quitter ses parents », *Population et Société*, n° 97.
- Buck N. et Scott J. (1993)**, « She's Leaving Home: But Why ? An Analysis of Young People Leaving the Parental Home », *Journal of Marriage and the Family*, 55, pp. 863-874.
- Courgeau D. (1995)**, « Event History Analysis of Household Formation and Dissolution », in *Household Demography and Household Modeling*, van Imhoff, Kuijsten, Hooimeijer eds., Plenum Press, New York and London.
- Courgeau D. (1999)**, « L'enquête 'Triple biographie: familiale, professionnelle et migratoire' », in *Biographies d'enquêtes*, Méthodes et Savoirs, Ined/Puf, Paris.
- Courgeau D. et Baccaïni B. (1997)**, « Analyse multi-niveaux en sciences sociales », *Population*, vol 52, n° 4, pp. 831-864.
- Courgeau D. et Lelièvre E. (1989)**, *Analyse démographique des biographies*, Éditions de l'INED, Paris, 270 p.
- Febvay M. et Henry L. (1957)**, « La situation du logement dans la Région parisienne », *Population*, vol. 12, n° 1, pp. 129-140.
- Galland O. (1995)**, « Une entrée de plus en plus tardive dans la vie adulte », *Économie et Statistique*, n° 283-284, pp. 33-52.
- Godard F. et Bloss T. (1988)**, « La décohabitation des jeunes », in *Transformation de la famille et habitat*, Bonvalet éd., Travaux et Documents, Ined/Puf, Paris.
- Goldscheider F. et Goldscheider C. (1993)**, « Whose Nest ? A Two Generational View of Leaving Home during the 1980s », *Journal of Marriage and the Family*, 55, pp. 851-862.
- Hobcraft J., Menken J. et Preston S. (1982)**, « Age, Period and Cohort Effects in Demography », *Population Index*, vol. 48, n°1.
- Kerckhoff A.C. et Macrae J. (1992)**, « Leaving the Parental Home in Great Britain: a Comparative Perspective », *Sociological Quarterly*, 33.
- Lancaster T. (1990)**, *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lapierre-Adamcyk E., Le Bourdais C. et Lehrhaupt K. (1995)**, « Le départ du foyer parental des jeunes Canadiens nés entre 1921 et 1960 », *Population*, vol. 50, n° 4-5, pp. 1111-1136.
- Mitchell B., Wister A. et Burtch T. (1989)**, « The Family Environment and Leaving the Parental Home », *Journal of Marriage and the Family*, 51, pp. 605-613.
- Murphy M. et Wang D. (1998)**, « Family and Sociodemographic Influences on Patterns of Leaving Home in Postwar Britain », *Demography*, 35.
- Riandey B. (1985)**, « L'enquête 'Biographie familiale, professionnelle et migratoire' (Ined, 1981). Le bilan de la collecte », in *Migrations internes : collecte des données et méthodes d'analyse*, Chaire Quetelet'83, Jezierski éd., Louvain-la-Neuve.

Toulemon L. (1989), « Les étapes vers l'âge adulte : vers un nouveau statut des femmes », in *Actes du Congrès International de la Population (New Delhi)*, UIESP, Liège, vol. 3.

Toulemon L. et de Guibert-Lantoine C. (1998), *Fertility and Family Surveys in Countries of the ECE Region*, France, UN, New York et Genève, 106 p.

Villa P. (1995), « Chômage et salaires en France sur longue période », *Économie et Statistique*, n° 282, pp. 47-64.

Villeneuve-Gokalp C. (1997), « Le départ de chez les parents : définitions d'un processus complexe », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 149-162.

Willekens F. et Baydar N. (1984), « Age-Period-Cohort Models for Forecasting Fertility », *Working paper of the NIDI*, n° 45, NIDI, Voorburg.