

Ménages, familles, parentèles et solidarités dans les populations méditerranéennes

Séminaire international d'Aranjuez (27-30 septembre 1994)



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

AIDELF. 1996. Ménages, familles, parentèles et solidarités dans les populations méditerranéennes - Actes du colloque d'Aranjuez, septembre 1994, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-1-3, 693 pages.

Dé-cohabitation et mariage des jeunes en Espagne. Analyse de l'évolution récente : 1978-1992⁽¹⁾

J.A. CANADA VICINAY et A. OLIVARES MESA

Université de Las Palmas de G.C., Espagne

I - Introduction

Dans les années récentes, on observe un recul dans le calendrier des jeunes Espagnols : ils dé-cohabitent plus tard que leurs parents et retardent leur âge au mariage et leur insertion professionnelle. Ces faits se déroulent dans le cadre de changements profonds, tant au niveau institutionnel - notamment la nouvelle Constitution de 1978 et l'incorporation à la CE en 1986 - que dans le processus de formation de la famille où le modèle traditionnel articulé autour du mariage a été remplacé par une diversité de formes⁽²⁾, qui suggèrent de parler en termes de ménage plutôt que de famille elle-même.

En plus, on doit tenir compte de l'allongement de la période de scolarisation pré-universitaire et de la dynamique du marché du travail, qui s'avère incapable d'absorber les flux des nouveaux entrants, même dans des périodes de croissance rapide du PIB (plus de 3 % inter-annuelle en prix constants entre 1986 et 1990). En fait, l'intensification de la relation capital/travail qui caractérise les nouvelles technologies affecte davantage les queues de la distribution de la population active. Les plus âgés sont confrontés à une obsolescence plus rapide de leurs compétences professionnelles, qui les place en situation de désavantage relatif par rapport à la génération intermédiaire. Bref, la valeur marchande des aînés se réduit plus rapidement que leur salaire de réserve, ce qui entraîne un avancement de l'âge de retraite⁽³⁾. Les jeunes, et tout particulièrement les femmes, en âge d'insertion, sont confrontés à des barrières à l'entrée, malgré leurs sur-investissements en éducation, étant donné leur manque d'expérience professionnelle acquise sur un poste de

(1) Recherche en cours avec financement PBS90/150 CICYT et APC94/002. Intéressés, s'adresser au premier signataire. Labo. Organización Industrial; Dpto. Economía Aplicada, Campus Univ. de Tafira, 35017 Las Palmas, Espagne, Fax : 3428 451999.

(2) Sur ce point, M. Delgado (1994) montre l'obsolescence du modèle traditionnel {mariage→relations sexuelles→reproduction} et ébauche six voies alternatives de formation des ménages. Pour une autre perspective, voir Garrido et Requena (1993).

(3) Entre 1978 et 1992, la participation entre 50 et 64 ans passe de 78,9 % à 60,6 % chez les hommes et de 23,3 % à 20,3 % chez les femmes (source : EPA).

travail, qu'ils n'ont pas encore eu l'opportunité d'occuper⁽⁴⁾. Discrimination que le processus de libéralisation du marché ne fait que renforcer et que les mesures de contrebalance (aides formation spécifique, subvention sur la Sécurité Sociale aux contrats des jeunes, salaire forfaitaire...) n'arrivent pas à débloquer⁽⁵⁾.

Il est donc pertinent de s'interroger sur le calendrier des choix des individus concernant la dé-cohabitation, le mariage et l'insertion professionnelle. Bien que notre schéma s'articule dans la théorie économique de la famille de Becker (1991), on considère ces choix interdépendants et on n'ose pas, pour l'instant, anticiper une direction de causalité dominante. On se limite à analyser les données dans la perspective des modèles de durée, en vue de trouver les clés de leur interprétation.

Comme il s'agit d'événements contingents, l'analyse de l'âge auquel les personnes passent d'un état initial à un autre final (célibat→mariage, etc.) se heurte à la possibilité que des citoyens n'accèdent jamais à l'état final car ils décèdent prématurément. Bien que triviale, cette constatation n'est pas neutre par rapport au traitement des effectifs qui disparaissent de l'état initial. En outre, puisque ces événements ponctuels pour les individus deviennent des processus emboîtés dans la fonction de survie naturelle de la population au niveau des cohortes, nous proposons une approche à destinations multiples. En fait, on démontre que l'analyse isolée des processus du cycle de vie se heurte à un biais d'estimation, nommé biais d'emboîtement, qui est fort sensible au calendrier des événements. On constate que plus la date de manifestation recule et plus elle se tient dans une large période, plus le biais d'emboîtement est grand, le taux de mortalité augmentant avec l'âge. Ainsi, les processus qui se concentrent pendant la jeunesse (par exemple, la sortie du système scolaire) sont affectés à une moindre échelle que ceux qui présentent une dispersion plus élevée (le premier mariage), tandis que les manifestations propres aux âges tardifs (la retraite) en sont fortement influencées.

Pour ce qui suit, le texte est structuré en trois paragraphes. La section II prête attention à la base de données, la III^{ème} présente l'adaptation des modèles de durée à risques concurrents aux processus du cycle de vie et la IV^{ème} analyse les résultats.

II - Base des données

On utilise le sondage du printemps de l'EPA (Encuesta de Población Activa), enquête officielle sur l'emploi réalisée par l'INE (Instituto Nacional de Estadística) à

(4) Entre 1978 et 1992, la participation des jeunes de moins de 25 ans est passée de 72,4 % à 52,1 % chez les hommes et de 50,2 % à 44,0 % chez les femmes. En même temps, le taux de chômage est monté de 14,2 % à 29,6 % chez les jeunes hommes et de 18,2 jusqu'à 40,4 chez les femmes.

(5) A ce sujet, il faut souligner que la littérature spécialisée s'est montrée plutôt en désaccord avec les mesures de protection durables et généralisées, parce que les effets pervers qu'elles génèrent - l'exclusion et la précarisation - dominant en grande partie les bénéfices recherchés - insertion et stabilité. Parmi d'autres références, voir sur ce point Leighton et Mincer (1982), Clark et Summers (1981), Lynch (1992) et Topel et Ward (1992). D'autre part, Rees (1986) attire l'attention sur les conséquences de la spirale précarisation de l'emploi-marginalisation sociale qui s'est installée dans la jeunesse de nos jours.

tirage trimestriel sur 60 000 familles théoriques, dont l'observation durant quinze mois (six sondages) consécutifs ne permet pas de suivre les trajectoires. L'analyse longitudinale étant, donc, interdite par les données, nous sommes contraints à réaliser une approche répétitive en coupe instantanée.

La taille des échantillons originaires est de l'ordre de 200 000 personnes dont 150 000 âgées de seize ans et plus, potentiellement actives. Pourtant, nous travaillons avec des sous-échantillons, ce qui suppose des échantillons de l'ordre de 30 000 personnes en âge d'activité (20 % du sondage originel extrait par tirage au sort), en raison des difficultés de stockage et de manipulation des données. La période d'étude 1978-1992 (avec les coupes intermédiaires 1982, 1986, 1988, 1990) a été esquissée en raison des facteurs institutionnels et de cohérence des données (changement de l'EPA en 1977), tout en assurant un horizon suffisamment long, en vue de tenir compte des changements de conjoncture et du processus de dérégulation des marchés qui existe depuis 1985.

Malgré (ou peut-être en conséquence) son étendue et sa fréquence, l'EPA présente des lacunes d'information importantes, notamment en ce qui concerne le calendrier des personnes : on connaît leur situation (état civil, dé-cohabitation ou pas, présence ou non sur le marché du travail) mais on ne sait pas l'âge auquel la personne a pris ses décisions, si elle en a pris quelques unes. Il en est de même pour la scolarisation, on connaît le niveau atteint, mais non la date à laquelle le système scolaire a été quitté. Le fait de pouvoir dater avec précision ces événements n'est pas un fait trivial par rapport à l'objet de notre travail. Lorsqu'il s'agit de variables endogènes, dont on prétend capter la trajectoire, se pose le problème de la censure des intervalles. Lorsqu'il s'agit de variables exogènes, dont le rôle est d'en expliquer une autre, surgit la difficulté de saisir leur variabilité éventuelle dans le cycle de vie de la personne.

III - Modèles de durée à risques concurrents avec un processus emboîté

En marge des processus répétitifs (renouvellement d'équipes) et enchaînés (emploi-chômage-emploi...), les modèles de durée analysent la transition des membres d'une cohorte entre un état initial, C, et un autre état final, dans un cadre de destination unique, A, ou multiple, {A, B,...}. Puisqu'il s'agit d'événements stochastiques concernant le moment de transition, mais déterministes sur leur réalisation, la position de l'observateur n'est pas neutre : elle se traduit par la censure à droite du processus lorsque l'horizon est insuffisant pour l'épuisement complet des effectifs.

Les fonctions caractéristiques des processus de durée sont présentées à titre de résumé dans l'encadré-I, dans le cas de risque simple où l'on analyse le calendrier d'une transition unique $C \rightarrow A$ (voir Kalbfleish et Prentice (1980), Cox et Oakes (1984) et Lancaster (1990)). Il faut signaler que la fonction de survie, $S(t)$, s'avère plus performante que ses pairs lors de la définition des statistiques concernant l'espérance de durée, E_0 , dont le calcul permet la définition des populations P générées par une cohorte C_0 dans les termes d'incidence et d'espérance de durée : $P = C_0 \cdot E_0$.

Encadré I**Définition des fonctions des modèles de durée à destination unique**

Fonctions

densité : $f(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \text{Prb}(t \leq \tau \leq t + \delta t) / \delta t$

répartition : $F(t) = \text{Prb}(\tau \leq t) = \int_{0 \rightarrow t} f(\tau) d\tau$ tel que $F(0) = 0$; $F(\infty) = 1$

survie : $S(t) = 1 - F(t) = \text{Prb}(\tau > t) = \int_{t \rightarrow \infty} f(\tau) d\tau$ tel que $S(0) = 1$; $S(\infty) = 0$

hasard : $h(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} P(t < \tau \leq t + \delta t \mid t \leq \tau)$
 $= \lim_{\delta t \rightarrow 0} P(t < \tau \leq t + \delta t) / P(\tau > t) = f(t) / S(t) = -\delta \log S(t) / \delta t$

hasard cumulé : $H(t) = \int_{0 \rightarrow t} h(\tau) d\tau = -\log S(t)$

par conséquent: $S(t) = \text{EXP}(-H(t)) = \text{EXP}(-\int_{0 \rightarrow t} h(\tau) d\tau)$;
 $f(t) = h(t) \text{EXP}(-\int_{0 \rightarrow t} h(\tau) d\tau)$

Statistiques de durée

$$E(\tau) = \int_{\tau \rightarrow \infty} t f(t \mid t > \tau) dt = S(\tau)^{-1} \cdot \int_{\tau \rightarrow \infty} t f(t) dt = \tau + \int_{\tau \rightarrow \infty} S(t) dt / S(\tau)$$

$$E(0) = E(\tau \mid \tau = 0) = \int_{0 \rightarrow \infty} S(t) dt / S(0) = \int_{0 \rightarrow \infty} S(t) dt$$

$$DR(\tau) = E(\tau) - \tau = \int_{\tau \rightarrow \infty} S(t) dt / S(\tau) \leq E(\tau), \text{ tel que } DR(0) = E(0).$$

Notation des statistiques: $E(0)$ espérance de vie à la naissance pour toute la population; $E(\tau)$ espérance de vie à la naissance pour les effectifs qui vont dépasser l'âge τ ; $DR(\tau)$ durée restante à partir τ .

Pour les cas où coexistent des observations non censurées (la transition $C \rightarrow B$ a eu lieu et elle est datée) à côté des observations censurées à gauche ($C \rightarrow B$ a eu lieu mais elle n'est pas datée) et à droite (la personne demeure à la situation initiale C), l'expression logarithmique de la fonction de vraisemblance servant à l'estimation paramétrique des modèles de durée devient (voir : Lancaster 1979, et Cox et Oakes 1984) :

$$\log L = \sum V_{nc} \cdot \log h(t; \mathbf{Z}, \theta) - \sum (V_{nc} + V_{cd}) \cdot H(t; \mathbf{Z}, \theta) + \sum V_{cg} \log(1 - S(t; \mathbf{Z}, \theta))$$

où ces trois situations sont captées à l'aide des variables muettes V_{nc} (=1 si pas de censure), V_{cd} (=1 si censure à droite) et V_{cg} (=1 si censure à gauche) tel que $V_{nc} + V_{cd} + V_{cg} = 1$. En plus, le vecteur \mathbf{Z} retient les variables explicatives et θ est le vecteur des paramètres à estimer qui caractérise la loi de référence ($p = 1/\text{scale}$; $\lambda = \text{Exp}(-\text{intercep})$ pour le cas Weibull des tableaux de résultats).

Ainsi formulé, L présente une singularité importante lors de l'ajustement des processus cycle de vie $C \rightarrow \{A, B \rightarrow A\}$. Si, comme il est habituel, les bases des données fournies par les enquêtes ne renseignent que sur les vivants, l'estimation paramétrique de la durée se limite au processus $C \rightarrow B$ comme si personne ne mourait. Dans ce cas, V_{nc} , V_{cd} et V_{cg} dénotent la fraction parmi les vivants des individus qui se trouvent dans chacune des situations possibles par rapport à la censure.

Les variables explicatives, Z , présentent elles aussi quelques particularités : les unes sont constantes tout au long du processus (par exemple, le sexe de la personne, l'éducation des parents) tandis que les autres non : elles peuvent varier avec l'âge de la personne en concomitance avec la variable endogène. Tel est le cas de l'état civil de la personne, de sa situation sur le marché du travail ou de la taille de la famille. Dans la ligne de Gourieroux (1989), le traitement qui convient pour les variables exogènes, variables dans le temps, consiste dans leur décomposition en deux parties : l'âge de réalisation de l'épisode (mariage, insertion au marché) et leur évolution ultérieure. Puisque cette seconde composante reproduit en identique la variable endogène, on peut substituer la variable exogène par une autre qui ne signale que la date (âge) de l'événement pour chaque individu. Lorsque l'information fait défaut, dans le sens où l'on connaît la réalisation d'un épisode quelconque (mariage, par exemple) mais pas la date, nous sommes obligés d'approcher ces aspects à l'aide des variables indépendantes muettes.

3.1 Processus à risques concurrents

Dans les processus du type $C \rightarrow V\{A, B, \dots\}$ les probabilités de réalisation des sorties alternatives sont guidées par des lois différentes et indépendantes, de sorte que la réalisation d'une transition ($C \rightarrow A$) annule les possibilités des alternatives restantes ($C \rightarrow B$). La variable qui décrit les événements est une variable à distribution conjointe $T(\tau, v)$, où $\tau = \min(\tau^a, \tau^b, \dots)$ dénote l'âge auquel un membre encore actif de la cohorte initiale réalise la transition et la variable discrète $v\{a, b, \dots\}$ retient les destinations alternatives, de sorte que le facteur B agit lorsque $\tau = \tau^b$, etc. Désignons par $h(t)$ le taux de hasard de l'ensemble des risques et par $h^V(t)$ le taux de hasard marginal de chaque facteur $V\{A, B\}$ pris isolément :

$$h^V(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \text{Prb}(t < \tau \leq t + \delta t; V = v \mid t \leq \tau) / \delta t,$$

$$h(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \text{Prb}(t < \tau \leq t + \delta t \mid t \leq \tau) / \delta t = \sum_V h^V(t) \geq 0.$$

En outre, la séparabilité additive des fonctions de hasard des risques concurrents se traduit par la séparabilité multiplicative des fonctions de survie correspondantes. Par différentiation de h et intégration postérieure en S , on a :

$$h(t) = \sum_V h^V(t) \Rightarrow d(\log S(t)) = \sum_V d(\log S^V(t)) \Rightarrow S(t) = \prod_V S^V(t).$$

L'équivalence entre l'addition des h^V et la multiplication des S^V sert à élucider le contenu pratique de ces fonctions. La population à risque à chaque instant t étant celle qui demeure dans la situation de départ (C_t), l'analyse isolée de chaque destination implique un traitement d'observations perdues pour les sorties enregistrées vers les autres alternatives.

3.2 Processus emboîtés

Les processus qui se développent dans le cycle de vie suivent des trajectoires emboîtées par superposition de la fonction de survie naturelle de la population : même les processus de transition unique en vie $\{C \rightarrow B = \text{décohabitation}\}$ deviennent à destinations multiples $C \rightarrow \{A, B\}$, en raison du risque de décès $\{C \rightarrow A\}$. Il faut signaler le caractère contingent de la destination analysée B et le déterminisme de A, qui peut être atteint soit directement ($C \rightarrow A$) ou par la suite de B ($C \rightarrow B \rightarrow A$). Pourtant, la destination inéluctable A étant absolument opaque pour les bases des données, on n'observe que le passage éventuel $C \rightarrow B$. En outre, la pleine indépendance des destinations A et B concurrentes par rapport à la situation initiale C exige la neutralité séquentielle de l'arrivée sur A ($C \rightarrow A$ vs. $C \rightarrow B \rightarrow A$)⁽⁶⁾.

La non observabilité de la destination A ne pose pas de problèmes graves, étant donné la séparabilité des processus concurrents. En état stationnaire, la normalisation par la taille de la cohorte $(C(0))$ des pyramides de la population totale $(C(t)+B(t))$ et de la population qui demeure dans la situation initiale $(C(t))$ approche les fonctions de survie $S^a(t)$ et $S(t)$ correspondantes respectivement au risque de décès ($C \rightarrow A$) et à l'ensemble des risques concurrents ($C \rightarrow V\{A, B\}$). Connues S^a et S , S^b la détermination de S^b est immédiate dans le cadre de l'axiome d'indépendance des risques $v\{a, b\}$. Etant donné $S = S^a \cdot S^b$, on a : $S^b = S/S^a$ où, S^a et S^b dominant à S ($\forall t$ et $V = \{A, B\} : S^v_t > S_t$; $d(S^v_t / S_t) / dt < 0$).

Pourtant, l'interprétation de S^a et S^b présente quelques nuances dans le cadre des processus emboîtés. De même qu'auparavant, S^b résume le processus $C \rightarrow B$ comme si les sorties vers les destinations alternatives étaient des observations perdues, c'est-à-dire comme si personne ne mourait. Par contre, S^a capte dans sa totalité le processus $C \rightarrow A$, car on y tient compte de tous les décès, indépendamment du passage ou pas par la situation contingente B. Autrement dit, la détermination de S^a à partir de la pyramide de la population totale n'impose aucune condition d'observations perdues : de ce fait, tandis que E^a - calculé sur S^a - est l'estimation non biaisée de l'âge de l'échantillon, E^b - tiré de S^b - est une estimation biaisée vers le haut de la durée des processus internes au cycle de vie.

3.3 Biais d'emboîtement

Ce biais vient du fait que la méthode du maximum de vraisemblance estime le processus $C \rightarrow B$ comme si personne ne mourait. Désignons-le par $BE^{b/a}$, dont les propriétés sont :

$$[1] BE^{b/a}(\tau) = E^b(\tau) - E(\tau) = Dr^b(\tau) - DR(\tau) = S^a(\tau)^{-1} \cdot \sum_{t \in I_b} S^b(t) [1 - S^a(t)] > 0$$

⁽⁶⁾ L'indépendance des destinations concurrentes A et B présuppose qu'il n'y a pas d'effet de sélection, ni favorable, ni adverse, des personnes qui sont observées dans la situation B.

$$[2] \quad dBE^{b/a} / d\tau > 0, \text{ car } d(1 / S^a(\tau)) / d\tau > 0$$

$$[3] \quad dBE^{b/a} / dI^b > 0, \text{ car } \Delta \sum_{t \in I^b} S^b(t) / \Delta T_b > 0 \Rightarrow, \text{ où } I^b [\tau, T^b]$$

$$\Rightarrow \Delta \sum_{t \in I^b} S^b(t) [1 - S^a(t)] / \Delta T_b > 0 \Rightarrow \Delta Be^{b/a}(\tau, T_b) / \Delta T_b > 0.$$

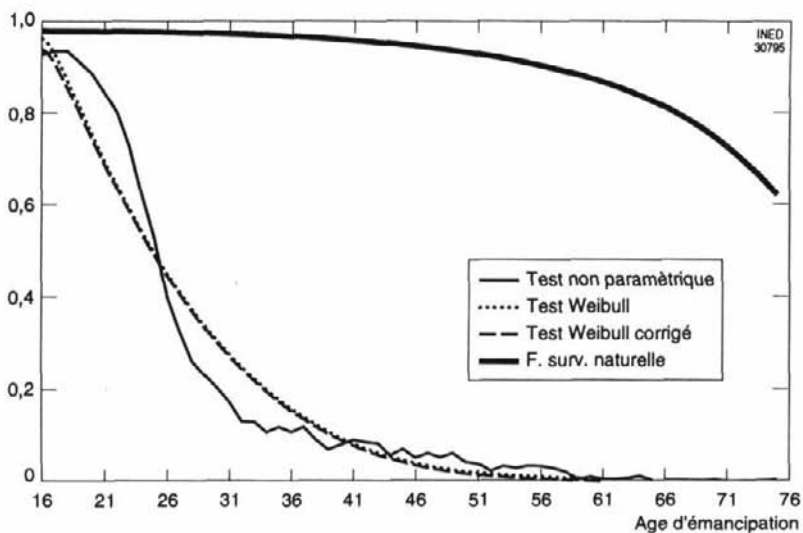
qui signalent : [1] que la statistique $E^b(t)$, calculée à partir de S^b , biaise vers le haut l'espérance de durée observée d'un processus emboîté, dont l'estimation non-biaisée est $E(t)$ attaché à S ; [2] que $BE^{b/a}$ augmente avec le recul de τ , étant donné que le taux de mortalité s'accroît avec l'âge (h^a augmente monotoniquement); et [3] que $BE^{b/a}$ augmente avec l'étendue de l'intervalle de manifestation de l'événement B $I^b[\tau, T^b]$.

Voilà, donc, l'explication des affirmations préalables concernant le biais d'emboîtement des estimations paramétriques des processus du cycle de vie et leur grandeur différente pour les divers processus.

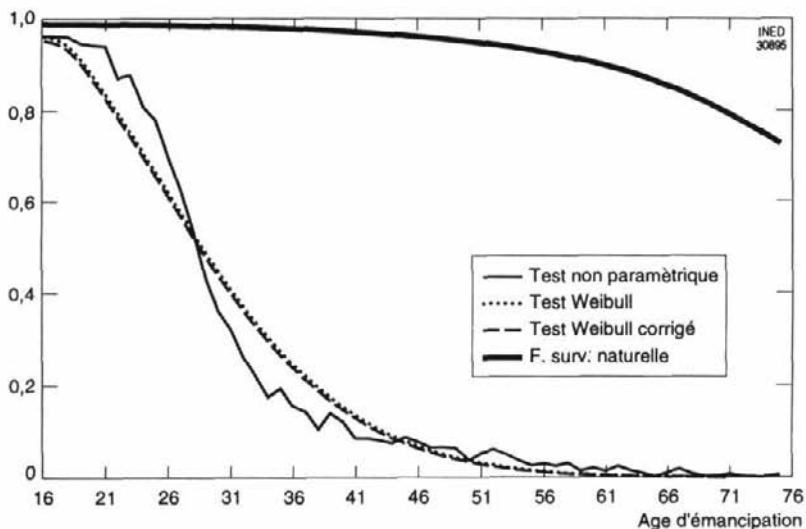
IV - Résultats

Les tableaux I et II présentent les résultats de l'application de la procédure décrite ci-dessus à la dé-cohabitation et au premier mariage des jeunes en 1978, 1982, 1986, 1988, 1990, 1992. Le tableau III retient l'effet des variables explicatives sur la dé-cohabitation en 1978, 1986 et 1992. Dans tous les cas, on travaille avec trois échantillons différents : les deux sexes, les femmes et les hommes. Les figures I et II reproduisent, pour 1978 et 1992 respectivement, les trajectoires de la dé-cohabitation qui découlent des estimations non paramétriques et paramétriques, celles-ci avant et après la correction d'emboîtement.

Les tableaux I et II confirment le point de départ : l'âge de dé-cohabitation et l'âge du mariage reculent entre 1978 et 1992, tant pour les femmes (2 et 1,8 ans) que pour les hommes (1,6 et 2,6 ans).



GRAPHIQUE 1 - DECOHABITATION EN 1978 - DEUX SEXES



GRAPHIQUE 2 - DECOHABITATION EN 1992 - DEUX SEXES

TABLEAU 1 - DECOhabITATION DES JEUNES. EVOLUTION
EN COUPE INSTANTANEE DU PROCESSUS DE SEPARATION DU FOYER
(VAR. DEP. LOG(AGE-15).MODELE DE DUREE ACCELERE, PARAMETRISATION WEIBULL)
(ECHANTILLON TRONQUE ENTRE 16 ET 99 ANS)

ENSEMBLE	1978	1982	1986	1988	1990	1992
INTERCEPT	2,607 (,008)	2,653 (,008)	2,693 (,007)	2,714 (,007)	2,744 (,007)	2,770 (,006)
SCALE	0,742 (,008)	0,716 (,007)	0,655 (,007)	0,661 (,007)	0,642 (,006)	0,609 (,006)
LOG LKH	-7730	-7927	-7888	-8126	-8478	-8219
NB, OBS, CD	6760	7267	7818	7964	8339	8316
NB, OBS, CG	22675	22725	22484	22751	23294	22945
DR ^b ₁₅	12,44	12,94	13,31	13,62	13,98	14,27
DR ₁₅	12,00	12,36	12,85	13,26	13,54	13,79
BE ^{b/a} ₁₅	0,44	0,58	0,46	0,36	0,44	0,48
E	27,00	27,36	27,85	28,26	28,54	28,79
FEMMES						
INTERCEPT	2,472 (,015)	2,564 (,013)	2,591 (,012)	2,622 (,012)	2,664 (,011)	2,687 (,011)
SCALE	0,858 (,014)	0,800 (,012)	0,739 (,011)	0,731 (,011)	0,718 (,010)	0,671 (,010)
LOG LKH	-3885	-4046	-3994,9	-4107,2	-4445,5	-4103,0
NB, OBS, CD	2993	3292	3440	3553	3901	3777
NB, OBS, CG	12101	12228	12116	12379	12641	12302
DR ^b ₁₅	11,23	12,10	12,24	12,59	13,09	13,27
DR ₁₅	10,91	11,72	11,91	12,14	12,79	12,82
BE ^{b/a} ₁₅	0,32	0,38	0,33	0,45	0,30	0,45
E	25,91	26,72	26,91	27,14	27,79	27,82
HOMMES						
INTERCEPT	2,686 (,011)	2,700 (,010)	2,764 (,009)	2,797 (,009)	2,811 (,009)	2,839 (,009)
SCALE	0,653 (,010)	0,635 (,009)	0,569 (,008)	0,579 (,008)	0,577 (,008)	0,555 (,008)
LOG LKH	-3747	-3705	-3738,2	-3885,9	-4080,1	-4066,7
NB, OBS, CD	3767	3975	4378	4411	4438	4539
NB, OBS, CG	10574	10497	10368	10372	10653	10643
DR ^b ₁₅	13,21	13,36	14,12	14,62	14,81	15,20
DR ₁₅	12,88	12,94	13,78	14,27	14,40	14,82
BE ^{b/a} ₁₅	0,33	0,42	0,34	0,35	0,41	0,38
E	27,88	27,94	28,78	29,27	29,40	29,82

Ecart type entre parenthèses

Légende : NB. OBS. CD et NB. OBS. CG : nombre d'observations censurées à droite et à gauche, respectivement. Statistiques de durée restante à partir de 15 ans : DR^b₁₅ estimation paramétrique sur S^b qui retient les transition observées C→B. DR₁₅ estimation paramétrique sur S=S^bS^a. BE^{b/a}₁₅=DR^b₁₅-DR₁₅ biais d'emboîtement à partir des quinze ans; E = 15 + DR₁₅ espérance d'âge de transition prédite par le modèle.

TABLEAU 2 - MARIAGE DES JEUNES. EVOLUTION EN COUPE
INSTANTANEE DE L'AGE MOYEN DU PREMIER MARIAGE
(VAR. DEP. LOG(AGE-15). MODELE DE DUREE ACCELERE, PARAMETRISATION WEIBULL)
(ECHANTILLON TRONQUE ENTRE 16 ET 99 ANS)

ENSEMBLE	1978	1982	1986	1988	1990	1992
INTERCEPT	2,739	2,769	2,820	2,849	2,869	2,908
	(,010)	(,010)	(,009)	(,009)	(,008)	(,008)
SCALE	1,032	1,024	0,946	0,932	0,899	0,872
	(,011)	(,011)	(,010)	(,009)	(,009)	(,008)
LOG LKH	-11208	-11503	-11360	-11588	-11829	-11762
NB, OBS, CD	7939	8353	8877	9086	9429	9506
NB, OBS, CG	21496	21639	21425	21629	22204	21755
DR ^b ₁₅	15,70	16,12	16,42	16,81	16,95	17,46
DR ^b ₁₅	15,01	15,41	15,73	16,21	16,30	16,75
BE ^{b/a} ₁₅	0,69	0,71	0,69	0,70	0,65	0,71
E	30,01	30,41	30,73	31,21	31,30	31,75
E < 50a	26,78	26,95	27,44	27,65	27,89	28,23
FEMMES						
INTERCEPT	2,592	2,664	2,711	2,726	2,772	2,796
	(,019)	(,017)	(,015)	(,015)	(,014)	(,014)
SCALE	1,278	1,219	1,123	1,103	1,062	1,021
	(,022)	(,020)	(,017)	(,017)	(,016)	(,015)
LOG LKH	-6013	-6188	-6078	-6189	-6443	-6142
NB, OBS, CD	3663	3896	4061	4125	4484	4333
NB, OBS, CG	11431	11624	11495	11807	12058	11746
DR ^b ₁₅	15,39	15,99	15,94	16,02	16,44	16,53
DR ^b ₁₅	14,70	15,23	15,27	15,37	15,70	15,78
BE ^{b/a} ₁₅	0,69	0,76	0,67	0,65	0,74	0,75
E	29,70	30,23	30,27	30,37	30,70	30,78
E < 50a	25,72	26,08	26,44	26,55	26,86	27,09
HOMMES						
INTERCEPT	2,830	2,840	2,879	2,953	2,945	3,001
	(,012)	(,012)	(,010)	(,010)	(,010)	(,010)
SCALE	0,829	0,816	0,738	0,752	0,720	0,716
	(,012)	(,012)	(,010)	(,010)	(,010)	(,010)
LOG LKH	-5018	-4962	-4844	-5185	-5171	-5402
NB, OBS, CD	4276	4457	4816	4961	4945	5173
NB, OBS, CG	10065	10015	9930	9822	10146	10009
DR ^b ₁₅	15,92	16,02	16,31	17,62	17,35	18,34
DR ^b ₁₅	15,24	15,26	15,68	16,92	16,70	17,67
BE ^{b/a} ₁₅	0,68	0,76	0,63	0,70	0,65	0,67
E	30,24	30,26	30,68	31,92	31,70	32,67
E < 50a	27,93	28,05	28,67	29,13	29,26	29,70

écart type entre parenthèses

E < 50a : espérance d'âge du premier mariage, échantillon tronqué à 50 ans.

On constate que les femmes prennent leurs décisions plus tôt que les hommes. En ce qui concerne la dé-cohabitation, le décalage demeure relativement stable autour de deux ans. Par contre, on observe un écart croissant dans l'âge au mariage des hommes et des femmes qui passe de deux ans en 1978 à 2,5 en 1992 (pour les moins de 50 ans).

Comme attendu, le signe positif du biais d'emboîtement $BE^{b/a}$ confirme la proposition I concernant la sur-estimation de l'espérance d'âge de l'approche paramétrique des transitions observées $C \rightarrow B$, E^b . En outre, la comparaison des tableaux 1 et 2 montre que le BE du mariage est systématiquement plus élevé que celui de la dé-cohabitation, ce qui confirme la proposition II qui signale que les processus qui se tiennent pendant des périodes plus longues ou à des dates plus tardives comportent des biais d'emboîtement plus grands.

En outre, le tableau 2.A met en comparaison nos résultats sur l'âge moyen du premier mariage avec ceux de Delgado (1993) obtenus par la méthode du mouvement naturel de la population (MNP).

TABLEAU 2.A - AGE DU PREMIER MARIAGE

Année	1975	1978	1980	1982	1986	1988	1990	1992
Femmes								
E < 50	-	25,7	-	26,1	26,4	26,5	26,9	27,1
E_{MNP}	23,9	-	23,4	-	24,5	24,8	25,3	-
Hommes								
E < 50	-	27,9	-	28,0	28,7	29,1	29,3	29,7
E_{MNP}	26,4	-	25,8	-	26,7	27,0	27,4	-

Sources : E < 50, tableau 2 ci dessus. E_{MNP} , Delgado 1993 tableau 2.1
(la méthode MNP consiste à calculer la moyenne simple de ceux qui se marient à une année donnée).

On constate une évolution similaire des deux estimations, si bien qu'il y a un décalage systématique entre elles : $E > E_{MNP}$. A notre avis, la statistique E_{MNP} sous-estime la vraie valeur de l'espérance d'âge du mariage, car elle ne tient compte que du sous-échantillon de ceux qui se marient. De ce fait, cette procédure se heurte à un biais de sélection consistant à exclure les célibataires à vie. Par contre, notre procédure en tient compte car, justement, elle décrit en termes de probabilités le calendrier de transition des individus entre une situation initiale (célibataire) et une autre finale (marié).

Le tableau 3 montre l'effet de la participation au travail de la personne, de son éducation et de la structure de la famille sur l'émancipation (les statistiques des variables sont dans le tableau AI de l'annexe). Le reste des choses étant égal par ailleurs, on constate, comme attendu, que les célibataires dé-cohabitent beaucoup plus tard que les autres. Ce résultat permet d'établir une liaison entre les calendriers de dé-cohabitation et du premier mariage, où celle-là précède celui-ci, tel qu'il a été montré précédemment. Il est important de noter qu'une fois corrigé par l'état civil, ce sont les femmes qui dé-cohabitent le plus tard. Ce résultat est en relation i) avec l'intervalle plus restreint d'âge au

TABLEAU III - DECOHABITATION DES JEUNES, EDUCATION ET MARCHÉ DU TRAVAIL
(VAR. DEP. LOG(AGE-15). MODELE DE DUREE ACCELERE, PARAMETRISATION WEIBULL)

COUPE INSTANT.	1978			1986			1992			DEFINITION DES VARIABLES
	ENS.	HOM.	FEM.	ENS.	HOM.	FEM.	ENS.	HOM.	FEM.	
INTERCEPT	2,483 (,045)	2,436 (,061)	2,705 (,073)	2,613 (,048)	2,759 (,068)	2,627 (,072)	2,967 (,038)	3,006 (,052)	2,964 (,054)	
SCALE	1,145 (,028)	1,062 (,041)	1,265 (,043)	1,142 (,033)	1,025 (,048)	1,247 (,049)	0,840 (,021)	0,791 (,032)	0,891 (,031)	CELIB=1 si célibataire
CELIB	2,174 (,071)	2,220 (,114)	2,093 (,097)	2,303 (,086)	2,338 (,137)	2,178 (,112)	1,538 (,057)	1,513 (,084)	1,529 (,078)	SEX=1 si femme
SEXE	0,025 (,038)			-0,040 (,037)			-0,045 (,028)			
CHOM_PEMP	0,129 (,185)	0,146 (,279)	0,145 (,261)	0,569 (,112)	0,565 (,187)	0,495 (,146)	0,377 (,106)	0,455 (,251)	0,335 (,122)	CHO_PEMP=1 si chômeur à la recherche du premier emploi
CHOM	-0,208 (,105)	-0,259 (,119)	0,114 (,254)	0,020 (,061)	0,020 (,071)	-0,178 (,122)	0,007 (,049)	-0,055 (,069)	-0,008 (,072)	CHOM=1 si chômeur avec expérience professionnelle
RETRAITE	-0,768 (,096)	-0,864 (,153)	-0,803 (,135)	-0,771 (,085)	-1,055 (,151)	-0,759 (,113)	-0,471 (,068)	-0,517 (,105)	-0,553 (,098)	RETRAITE=1 si retraité
INACTIF retraité		-0,240	0,117	-0,402	-0,130	0,088	-0,250	0,045	0,229	-0,074 INACTIF=1 si inactif non retraité
SANS_DIP	(,047)	(,108)	(,060)	(,048)	(,110)	(,059)	(,036)	(,064)	(,048)	SANS_DIP=1 si pas de diplôme scolaire
E_SEC	-0,557 (,049)	-0,526 (,077)	-0,693 (,071)	-0,528 (,054)	-0,551 (,088)	-0,589 (,075)	-0,462 (,044)	-0,509 (,070)	-0,462 (,060)	E_SEC=1 si diplôme d'études secondaires
E_UNIV	0,413 (,053)	0,193 (,068)	0,715 (,091)	0,551 (,054)	0,465 (,075)	0,643 (,082)	0,256 (,037)	0,320 (,057)	0,232 (,052)	0,576 E_UNIV=1 si diplôme d'université
AEDU_P/M	(,085)	(,107)	(,150)	(,094)	(,138)	(,134)	(,066)	(,104)	(,089)	AEDU_P/M niveau d'éducation le plus élevé des parents (sept modalités)
ENF<16_F	-0,139 (,006)	0,110 (,009)	-0,177 (,011)	-0,163 (,008)	-0,176 (,012)	-0,168 (,011)	-0,111 (,005)	-0,124 (,008)	-0,107 (,006)	ENF>16_F nb d'enfants de 16 ans et moins au foyer
OCCUP_F	-0,036 (,011)	0,070 (,016)	-0,008 (,016)	-0,020 (,013)	-0,030 (,020)	-0,009 (,019)	-0,391 (,018)	-0,378 (,029)	-0,402 (,025)	OCCUP_F nombre d'autres membres du foyer occupés
CHOM_F	0,222 (,023)	0,162 (,043)	0,236 (,030)	0,205 (,026)	0,308 (,047)	0,154 (,033)	0,110 (,019)	0,223 (,035)	0,069 (,025)	CHOM_F chômeurs
LOG LKH	0,127 (,051)	0,109 (,077)	0,135 (,071)	0,188 (,030)	0,062 (,057)	0,236 (,040)	0,128 (,024)	0,073 (,040)	0,156 (,033)	
NB.OBS.CD	-4745,5	-2203,7	-2478,1	-4474,0	-1908,7	-2484,5	-4300,3	-2027,1	-2224,7	NB.OBS.CD nb d'observ. censurées à droite
NB.OBS.CG	6760	3767	2993	7818	4378	3440	8316	4539	3777	NB.OBS.CG nb d'observ. censurées à gauche
	22675	10574	12101	22484	10368	12116	22945	10643	1230	

écart type entre parenthèse

Groupes de référence : E_PRIM=1, si diplôme d'études primaires; OCCUP=1 si la personne est occupée.

mariage des femmes et ii) avec leur espérance de vie plus élevée, ce qui s'accompagne d'un poids plus grand de la queue droite de la distribution d'âges qui correspond aux femmes (célibataires) qui prennent en charge leurs parents chez eux.

L'éducation montre un effet monotone et négatif sur l'émancipation des jeunes qui, en grand majorité, ne quittent le foyer qu'après la fin de leur période scolaire. En plus, on constate que les enfants de couples plus éduqués dé-cohabitent plus tard, ce qui offre deux aspects : i) l'effet positif de l'éducation des parents sur celle des enfants et ii) un effet du type revenu qui augmente le coût d'opportunité de l'émancipation. Le signe positif de nombre d'actifs (occupés et chômeurs) de la famille sur la permanence des jeunes confirme le bon comportement de l'effet revenu. La situation de la personne sur le marché du travail montre, comme attendu, que les jeunes chômeurs à la recherche du premier emploi demeurent davantage chez leurs parents, qu'ils ne quittent qu'au fur et à mesure de la stabilisation de leurs trajectoires professionnelles.

BIBLIOGRAPHIE

- BECKER G., 1991. « A Treatise on the family; Enlarged Version ». Harvard U.P.
- CLARK K. et SUMMERS L., 1981. « The Dynamics of Youth Unemployment » in *The Economics of Legal Minimum Wages*. Ed. S. Rottemberg, A.S. Enterprise Institute, Washington.
- COX D.R. et OAKES D., 1984. « Analysis of Survival Data ». Chapman et Hall, London.
- DELGADO M., 1993. « Cambios Recientes en el Proceso de formación de la Familia ». REIS n° 64, pp. 123-154.
- GARRIDO L. et REQUENA M., 1993. « Proyección de hogares y familias ». UNED, mimeo, Madrid.
- GOURIEROUX Ch., 1989. « Econométrie des Variables Qualitatives ». Economica, Paris.
- INE (1978, 82, 86, 88, 90, 92). « Encuesta de Población Activa ». Données Individuelles, sondage II de chaque année. Madrid.
- KALBFLEISH J. et PRENTICE R., 1980. « The Statistical Analysis of Failure Time Data ». ed. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.
- LANCASTER T., 1990. « The Econometrics Analysis of Transition Data ». ed. Econometric Society Monographs, Cambridge U.P.
- LEIGHTON L. et MINCER J., 1982. « Labor turnover and Youth Unemployment » in *The Youth Labor Market Problem*. ed Freeman R. et Wise D. Univ. de Chicago.
- LYNCH L., 1992. « Private Sector Training and Earnings of Young Workers ». *American Economic Review*, vol 82, n° 1.
- REES A., 1986. « An Essay on Youth Joblessness ». *Journal of Economic Literature*, vol XXIV.
- TOPEL R. et WARD M., 1992. « Job Mobility and the Careers of Young Men ». *The Quarterly Journal of Economics*, May.

ANNEXE
 TABLEAU AI - STATISTIQUES DES VARIABLES

	ENS		HOMMES		FEMMES	
	Moyen.	Ecart type ³	Moyen.	Ecart type ³	Moyen.	Ecart type
1978						
SEXE	0,513					
CELIB	0,270		0,298		0,243	
RETRAITE	0,118		0,150		0,087	
INACTIF	0,373		0,086		0,646	
CHOM	0,021		0,033		0,009	
CHO_PEMP	0,011		0,011		0,011	
SIN_EST	0,247		0,200		0,292	
E_SEC	0,148		0,170		0,127	
E_UNIV	0,043		0,056		0,030	
AEDU_P/M	6,009	3,464	5,928	3,458	6,085	3,469
OCCUP_F	0,654	0,894	0,863	1,001	1,210	0,934
CHOM_F	0,080	0,305	0,085	0,317	0,090	0,329
ENF<16_F	1,155	1,374	1,233	1,387	1,081	1,359
AGE	44,45	18,54	43,14	17,99	45,69	18,96
AGE_CD	50,63	16,02	50,14	15,16	51,06	16,72
AGE_CD	23,71	8,776	23,48	7,934	23,99	9,727
1986						
SEXE	0,513					
CELIB	0,293		0,327		0,261	
RETRAITE	0,171		0,197		0,145	
INACTIF	0,349		0,107		0,578	
CHOM	0,056		0,087		0,027	
CHO_PEMP	0,038		0,040		0,036	
SIN_EST	0,206		0,162		0,247	
E_SEC	0,255		0,283		0,230	
E_UNIV	0,063		0,071		0,055	
AEDU_P/M	6,581	3,760	6,639	3,740	6,525	3,778
OCCUP_F	0,567	0,805	0,728	0,892	0,959	0,856
CHOM_F	0,213	0,525	0,253	0,573	0,270	0,593
ENF<16_F	0,840	1,151	0,843	1,153	0,836	1,150
AGE	44,29	19,19	42,76	18,68	45,74	19,56
AGE_CD	23,52	7,842	23,39	7,322	23,70	8,456
AGE_CD	51,51	16,52	50,94	15,75	52,00	17,14
1992						
SEXE	0,514					
CELIB	0,304		0,341		0,269	
RETRAITE	0,138		0,204		0,077	
INACTIF	0,368		0,139		0,584	
CHOM	0,067		0,071		0,064	
CHO_PEMP	0,020		0,014		0,025	
SIN_EST	0,198		0,167		0,228	
E_SEC	0,339		0,368		0,312	
E_UNIV	0,080		0,083		0,077	
AEDU_P/M	7,061	4,041	7,106	4,026	7,019	4,054
OCCUP_F	0,552	0,846	0,251	1,060	0,757	0,987
CHOM_F	0,181	0,474	0,144	0,561	0,119	0,562
INACTIF	2,590	1,831	1,938	1,103	1,310	1,097
ENF<16_F	0,590	0,923	0,604	0,936	0,578	0,911
AGE	44,82	19,32	43,55	18,75	46,03	19,77
AGE_CD	24,21	7,869	24,29	7,571	24,11	8,212
AGE_CD	52,29	16,62	51,76	15,87	52,75	17,24