

## COURGEAU Daniel et LELIÈVRE Eva. — Nuptialité et agriculture.

L'analyse des relations entre mariage et départ du monde agricole est menée ici de façon longitudinale, grâce aux données de l'enquête sur la biographie familiale, professionnelle et migratoire réalisée par l'INED. Les stratégies féminines y apparaissent très différentes des stratégies suivies par les hommes. Pour les femmes alors que le départ de l'agriculture n'a aucune influence sur leur nuptialité, le mariage dans le monde agricole va les y maintenir. Pour les hommes au contraire leurs chances de se marier sont multipliées par deux lorsqu'ils sortent du monde agricole. En revanche le fait qu'ils soient mariés ou célibataires influe très peu leur départ de l'agriculture. Diverses caractéristiques de ces individus viennent éclairer ces stratégies.

## COURGEAU Daniel and LELIÈVRE Eva. — Nuptiality and Agriculture.

This paper offers a longitudinal analysis of the relationship between marriage and leaving the agricultural sector, using data published by INED in its biographical survey of family, work and migration. The strategies of the two sexes seem to differ: — whereas leaving agriculture has no influence upon a woman's chances of marriage, marriage within this sector confines her to the land. Men's chances of marriage, however, are doubled if they leave the agricultural sector. Yet their marital status scarcely influences their decision to leave agriculture. Various characteristics of these individuals are presented to illustrate these strategies.

## COURGEAU Daniel y LELIÈVRE Eva. — Nupcialidad y agricultura.

En este artículo se hace un análisis, en forma longitudinal, de las relaciones entre nupcialidad y emigración del mundo agrícola, a partir de los resultados de la encuesta sobre biografía familiar, profesional y migratoria, que está realizando el INED. Las estrategias femeninas aparecen muy diferentes de las estrategias seguidas por los hombres. Mientras que para las mujeres el abandono del mundo agrícola no tiene ninguna influencia sobre su nupcialidad, el matrimonio en el medio agricultor las mantendrá en su seno. En cambio, para los hombres, las posibilidades de casarse se duplican al abandonar el mundo agrícola. Por el contrario, el hecho de ser casados o solteros influye muy poco en su alejamiento de la agricultura. Diversas características de los casos estudiados ayudan a aclarar estas estrategias.

## NUPTIALITÉ ET AGRICULTURE\*

*Le mariage européen n'est pas seulement remarquable pour l'âge tardif des conjoints et l'intensité du célibat. Il montre aussi un déséquilibre des lignages en présence, les femmes se mariant « vers le haut », et, réciproquement les hommes « vers le bas ». Dès lors les catégories extrêmes trouvent difficilement des partenaires. Les femmes ayant un haut niveau d'éducation se marient moins : elles sont en haut, les hommes manœuvres ou petits paysans, aussi : ils sont en bas. L'analyse détaillée de la nuptialité des agriculteurs et des agricultrices présente des contrastes violents\*\* ; l'exode rural et l'accès à d'autres professions, comme nous le montrent ici Daniel COURGEAU\*\*\* et Eva LELIÈVRE\*\*\*, ne suffisent pas à rétablir l'équilibre de la nuptialité mais plutôt accentuent l'hétérogénéité des situations donc des destins matrimoniaux.*

Le célibat en milieu agricole s'est étendu au cours du XIX<sup>e</sup> siècle puis, surtout, du XX<sup>e</sup> siècle à l'ensemble des catégories paysannes. Les ouvriers de l'agriculture en furent les premiers touchés. Le recensement de 1926 indique déjà que plus d'un tiers des salariés, tant chez les hommes que chez les femmes, étaient encore célibataires à 40-49 ans, contre 7 % chez les agriculteurs. La détérioration de la condition paysanne, qui s'amorce dès la période 1930-1940 conduit à l'extension du célibat à l'ensemble des agriculteurs tant salariés qu'exploitants ou aides familiaux. Les premières générations atteintes dans leur ensemble furent celles nées en 1910-1919.

Malgré l'ampleur qu'il a prise après la seconde guerre mondiale, le célibat agricole reste encore un phénomène mal cerné. L'existence de données censitaires sur l'état matrimonial des individus selon leur niveau de scolarisation, leur profession et diverses autres caractéristiques mesurées au moment du recensement, permet une analyse transversale de l'évolution du célibat chez les agriculteurs ([11], [12]). Le dépouillement des bulletins de mariage, où les époux déclarent leur catégorie socio-professionnelle et celle de leurs pères, fournit également une source d'information. Notons cependant qu'il y a des cas de non-déclaration et, surtout, que cette source n'a été exploitée que de façon transversale [11].

\* Les auteurs remercient Ph. Collomb pour une lecture critique d'une première version de cet article, R. Gill et J. Hoem pour leurs commentaires et suggestions sur les méthodes d'analyse utilisées ici.

\*\* G. Jégouzo, « Le célibat paysan en 1975 », *Population*, 1, 1979, 27-41.

\*\*\* INED.

Si ces analyses du moment ont fourni des éléments importants pour la compréhension du célibat agricole, elles posent de nouvelles questions auxquelles seule une analyse longitudinale peut apporter des réponses.

Ainsi, si le célibat masculin peut paraître comme une conséquence d'un départ plus important de femmes que d'hommes, qu'en est-il des individus quittant le monde agricole ? Prennent-ils immédiatement le comportement des nouveaux groupes sociaux auxquels ils se rattachent, ou gardent-ils un comportement matrimonial proche de celui des agriculteurs ? Inversement, le mariage est-il promoteur d'une sortie du monde agricole et a-t-il le même impact sur la mobilité des agricultrices ? Enfin, quelles autres caractéristiques de cette population vont jouer sur les départs de l'agriculture ou sur la nuptialité ? Un fils aîné d'exploitant a-t-il une plus forte chance de rester dans le monde agricole qu'un cadet de salarié agricole ?

On voit facilement que les données transversales de recensements n'apportent aucune réponse à ces questions. Seules des enquêtes longitudinales permettent de les aborder. Nous avons utilisé pour cette étude les résultats d'une enquête rétrospective dite « triple biographie » (familiale, professionnelle et migratoire), déjà présentée dans un précédent article de *Population* [5]. Indiquons seulement ici que cette enquête a été menée, en 1981, auprès de 4 602 personnes de l'échantillon « maître » de l'INSEE, nées de 1911 à 1935 [14]. Elle permet donc de suivre, dès les premières générations atteintes dans leur ensemble (1910-1920), l'extension du célibat paysan, en liaison avec le départ du monde agricole. Dans la mesure où elle nous fournit en plus des divers événements d'ordre familial, professionnel ou migratoire survenus à l'enquêté, un certain nombre de caractéristiques du milieu d'origine (parents, frères et sœurs...), elle nous permettra de pousser cette analyse plus loin. Notons que nous ne faisons pas intervenir ici la mobilité spatiale des agriculteurs, mais uniquement leur mobilité professionnelle.

Pour ce faire cependant, il ne suffit pas de disposer de données longitudinales, mais il faut également mettre au point des méthodes d'analyse adéquates. Le développement récent de méthodes, mises au point pour analyser la mortalité, permet leur généralisation à l'étude d'interférences entre divers phénomènes, ici nuptialité et sortie de l'agriculture. Nous partirons d'une analyse non-paramétrique pour étudier les interférences entre ces deux phénomènes, que nous prolongerons ensuite en une analyse semi-paramétrique qui fera intervenir de nouvelles caractéristiques pour expliquer les différences de comportement.

**L'échantillon** Nous avons sélectionné pour cette étude les enquêtés des deux sexes ayant commencé leur vie professionnelle dans l'agriculture. Ceux-ci représentent un échantillon de 1 207 personnes, soit 26,5 % de la population enquêtée. Leur entrée dans la vie active s'étend de 1924 à 1956.

Nous les avons distingués par sexe, étant donné la différence, déjà observée, des comportements. Les échantillons sont respectivement de 688 hommes et de 519 femmes. Nous avons distingué la population masculine en exploitants d'une part, (recouvrant les métiers de l'agriculture exercés par un individu à son compte ainsi que les fermiers, métayers et aides familiaux) et en salariés agricoles d'autre part. Cette distinction s'est faite sur la première déclaration d'emploi. Cependant, dans l'analyse semi-paramétrique plus fine, nous ferons intervenir la catégorie socio-professionnelle de l'individu à chaque âge. Notons que 83,7 % de l'échantillon se marie soit avant la sortie, soit avant un retour dans le monde agricole. La première distinction n'est donc pas trop simplificatrice.

La population masculine se scinde donc en 254 salariés et 434 exploitants.

Si nous n'avons considéré que le premier mariage dans notre analyse, nous avons, par contre, retenu toutes les entrées et sorties de l'agriculture. Nous n'avons cependant pas compté comme sortie de l'agriculture les périodes de service militaire ou les périodes d'inactivité.

**Les méthodes d'analyse** Nous analyserons les données de notre enquête en deux étapes. Dans un premier temps, nous utiliserons des méthodes d'analyse non-paramétriques, qui permettent d'étudier avec le minimum d'hypothèses l'interaction entre mariage et sortie de l'agriculture et qui prennent en compte la dépendance locale entre ces événements. Ce concept formalise la notion intuitive qu'un processus stochastique peut influencer *localement* le développement d'un autre processus à la date  $t$ , le second pouvant n'avoir aucune influence sur le premier. Le schéma 1 formalise les divers états dans lesquels un individu peut se trouver et les divers quotients instantanés de passage d'un état dans l'autre.

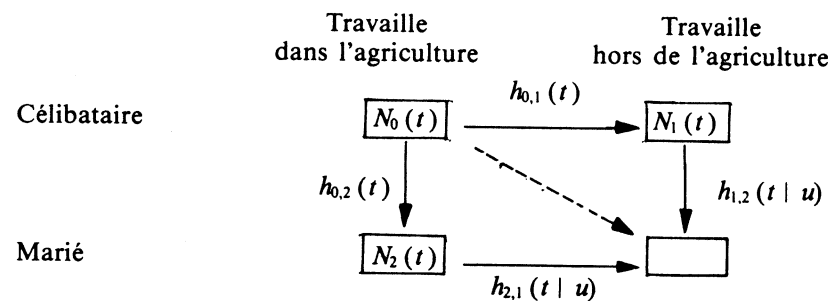


Schéma 1

Ainsi, à l'instant  $t$ ,  $N_0(t)$  individus sont agriculteurs célibataires, leur quotient instantané de sortie de l'agriculture est  $h_{0,1}(t)$ , leur quotient de nuptialité est  $h_{0,2}(t)$ . A ce même instant,  $N_1(t)$  individus sont déjà sortis

de l'agriculture et leur quotient de nuptialité est  $h_{1,2}(t|u)$ , qui peut dépendre de l'instant antérieur de sortie de l'agriculture,  $u$ . De même,  $N_2(t)$  individus déjà mariés ont un quotient de sortie de l'agriculture  $h_{2,1}(t|u)$ , qui dépend de la date de mariage,  $u$ . Nous présentons de façon plus détaillée, en annexe 1, la définition et les méthodes d'estimation des divers quotients. Indiquons seulement ici que l'on fait l'hypothèse que les sorties de l'agriculture d'individus mariés dépend de leur âge,  $t$ , mais ne dépend pas de la durée écoulée depuis leur mariage,  $u$ . De même, le mariage des individus sortis de l'agriculture dépend de leur âge,  $t$ , mais ne dépend pas de la durée écoulée depuis leur départ de l'agriculture. On peut donc poser :

$$h_{2,1}(t|u) = h_{2,1}(t) \quad \text{et} \quad h_{1,2}(t|u) = h_{1,2}(t)$$

Pour voir si la sortie du monde agricole influe sur les quotients de nuptialité, nous allons tester l'égalité suivante :

$$h_{0,2}(t) = h_{1,2}(t)$$

Dans l'autre sens, pour voir si le mariage influe sur la sortie du monde agricole, nous allons tester l'égalité :

$$h_{0,1}(t) = h_{2,1}(t)$$

L'estimation des différents quotients suppose que les divers événements, mariage ou sortie de l'agriculture, se produisent à un instant précis. La réalité est, en fait, plus complexe : la durée qui s'écoule entre la décision et l'action, traduite ici par le mariage ou la sortie de l'agriculture, devrait être prise en compte. En effet, les événements qui jalonnent la vie d'un individu et que l'on ne saisit que par leur date d'apparition, sont d'abord vécus dans un temps de décision. Il est malheureusement difficile, sans une étude psychologique plus poussée, de fixer un laps de temps convenable, qui est sans doute différent d'une situation à l'autre.

En dépit de cela, nous avons fait diverses hypothèses pour tenir compte de ce temps, qui nous apparaît comme « flou », alors que l'individu l'a vécu comme l'intervalle qui sépare sa décision de son action. La première hypothèse, que l'on trouve sous la forme d'une flèche pointillée dans le schéma 1, consiste à traiter séparément les individus pour lesquels les deux événements se produisent la même année. Une autre hypothèse consiste à penser qu'un individu sur le point de se marier se comportera plutôt comme un individu marié quand il envisage sa vie professionnelle. De même, un individu sur le point de quitter l'agriculture aura un comportement plus proche de celui d'un homme qui a déjà quitté l'agriculture que de celui d'un agriculteur. Il sera, dans ce cas, considéré comme déjà marié lorsque l'on calculera les quotients de sortie de l'agriculture et comme déjà sorti de l'agriculture lorsque l'on calculera les quotients de nuptialité.

Dans un second temps, nous avons prolongé cette analyse non-paramétrique en mettant en évidence l'effet de diverses caractéristiques de l'individu sur sa sortie de l'agriculture ou sur sa nuptialité. Nous suppo-

sons ici que ces caractéristiques jouent de façon multiplicative sur les quotients instantanés considérés. Ainsi, par exemple, si un individu est l'aîné de sa fratrie, nous supposons que son quotient de sortie du monde agricole est multiplié à chaque âge par un même facteur, indiquant son statut d'aîné. Mais nous faisons également intervenir le fait qu'il soit célibataire ou marié à chaque âge. Nous supposons donc qu'une fois marié le comportement de cet individu peut changer. Ainsi, par exemple, le fait d'être l'aîné de sa fratrie pourra jouer de façon différente sur sa sortie du monde agricole lorsque l'individu est célibataire ou lorsqu'il est marié. En revanche, nous supposons que ce comportement n'est pas lié à l'âge auquel l'individu se marie.

Sous ces conditions, nous pouvons formaliser le modèle (voir annexe 2 pour une présentation plus complète) pour la sortie du monde agricole, par exemple, en écrivant les quotients de sortie suivants :

$$h_{oi}(t; z) = h(t) \exp(z\beta_1)$$

$$h_{ji}(t; z) = h(t) \exp(z\beta_1 + \beta_0 + z'\beta_2)$$

où les caractéristiques de l'individu sont représentées par un vecteur de variables  $z$  ou  $z'$ , la fonction  $h(t)$  représentant le résidu non-paramétrique de l'analyse,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  et  $\beta_2$  étant les paramètres à estimer. Notons que certaines des variables  $z'$  peuvent être différentes des variables  $z$ , car nous pouvons y faire intervenir des caractéristiques du conjoint, qui vont jouer sur le départ du monde agricole après le mariage.

L'estimation des paramètres  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  et  $\beta_2$  est réalisée grâce aux méthodes utilisant le maximum de vraisemblance partiel, introduit par Cox (1972) et développé dans Kalbfleish et Prentice [13].

Ces paramètres mesurent bien l'effet des diverses caractéristiques des enquêtés tant sur leur sortie du monde agricole que sur leur nuptialité.

### *Mariage des femmes et départ de l'agriculture*

Un certain nombre d'études antérieures ont déjà dégagé des résultats précis. Ainsi, Girard [9] a pu mettre en évidence une homogamie dominante chez les agriculteurs, qui se trouve entièrement inversée chez les femmes : 79 % des agriculteurs ont la même profession que leur beau-père, alors que 39 % seulement des filles d'agriculteur épousent un agriculteur. Jegouzo [11] affine ce résultat et parle d'homogamie sociale pour les femmes issues de familles paysannes, même s'il y a exogamie professionnelle. Il montre que, si elles se marient deux fois plus souvent avec un ouvrier non agricole qu'avec un agriculteur, elles se marient également deux fois plus souvent avec un fils d'agriculteur ou de salarié agricole qui n'a pas repris la profession paternelle qu'avec un agriculteur ou un salarié agricole.

Les résultats de notre enquête viennent apporter des précisions complémentaires sur ce comportement. La figure 1 montre que le comportement matrimonial des femmes ayant commencé à travailler dans

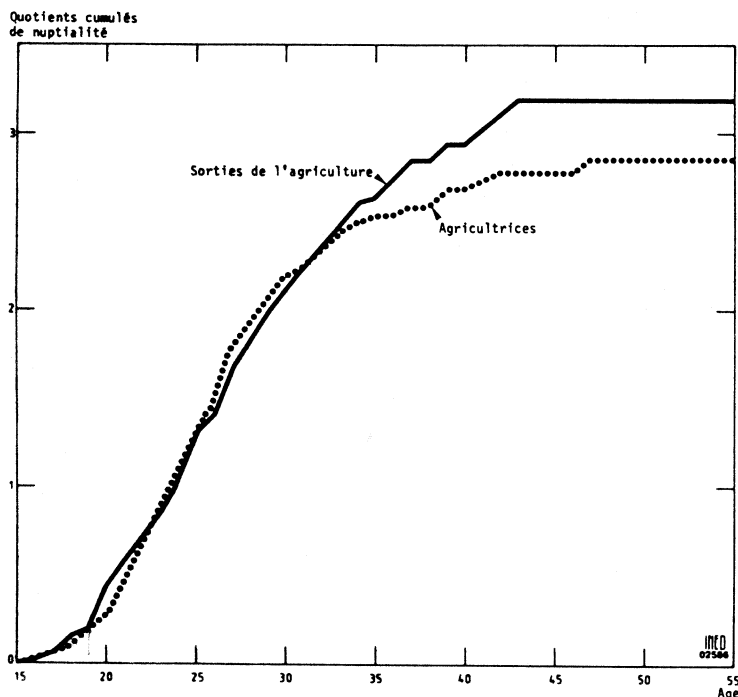


Figure 1. — Quotients cumulés de nuptialité des femmes restées dans l'agriculture et de celles sorties de l'agriculture

l'agriculture est indépendante de l'évolution de leur situation professionnelle dans le futur. Qu'elles soient restées dans le monde agricole ou qu'elles en soient sorties, leur nuptialité demeure inchangée. Même si, en supprimant les simultanités entre sortie du monde agricole et nuptialité, une légère tendance des femmes de 20 à 30 ans, sorties de l'agriculture, à se marier moins soit décelable, elle ne peut être interprétée de manière significative.

On peut donc dire que, pour les femmes, les possibilités variées de choix d'un conjoint leur laissent des chances égales de se marier, qu'elles restent en milieu agricole ou qu'elles en sortent.

Une fois mariées, cependant, le comportement des femmes dans le monde agricole se différencie fortement de celui des célibataires du même milieu et de même âge qu'elles.

En excluant les cas de simultanéité (figure 2), il apparaît clairement que l'agricultrice mariée a son avenir dans le monde rural. Elle est, en fait, le plus souvent mariée à un agriculteur. L'autre possibilité nous montre qu'une agricultrice célibataire tend à sortir beaucoup plus qu'une mariée du monde agricole, même aux âges élevés.

2,333

0

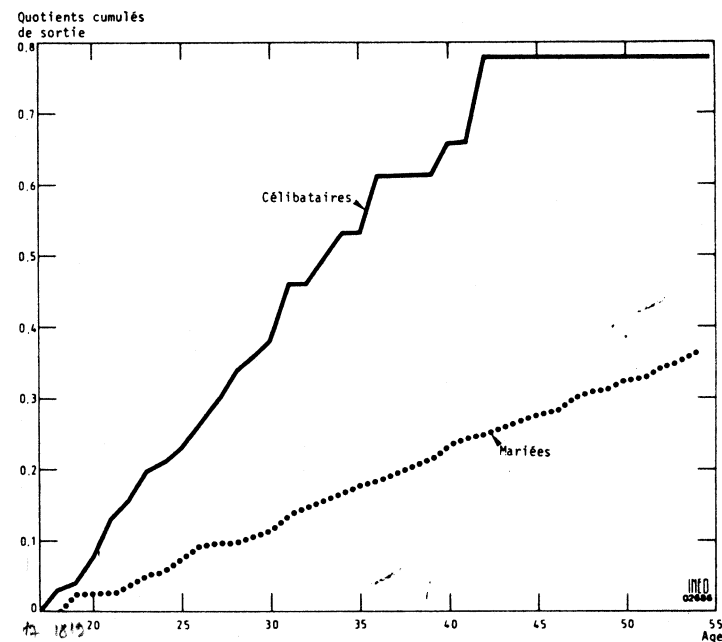


Figure 2. — Quotients cumulés de sortie des agricultrices (sans simultanéité)

9,375

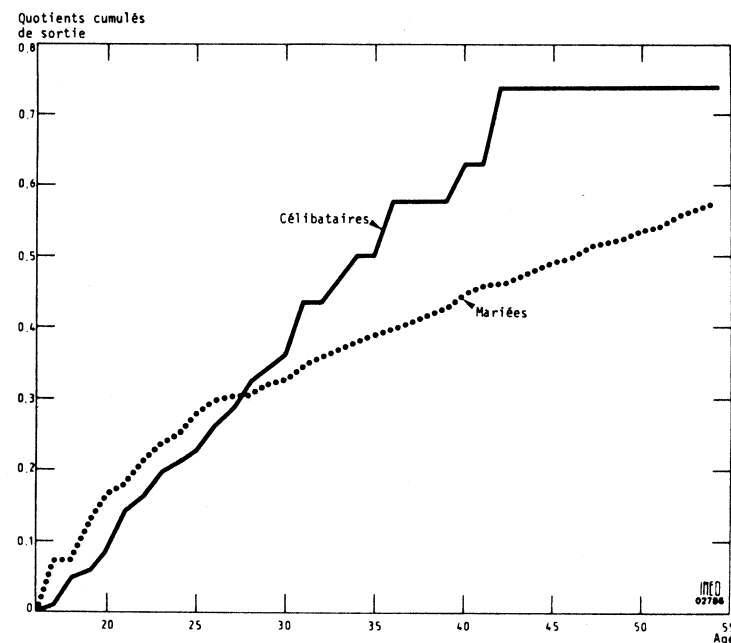


Figure 3. — Quotients cumulés de sortie des agricultrices (cas de simultanéité inclus)

La comparaison de ces résultats avec ceux obtenus lorsque l'on inclut les cas de simultanéité (figure 3, page 309) va permettre d'avancer cette étude en montrant bien que l'agricultrice joue son avenir au moment de son mariage.

En effet, si les cas de simultanéité ne concernent que 4,8 % des femmes (soit 5,1 % des mariages et 10,3 % des sorties de l'agriculture), ces cas sont fortement concentrés sur les mariages entre 20 et 29 ans. Ainsi, il s'agit de 15 sur 21 sorties de l'agriculture, soit 71 %, de femmes mariées pour le groupe d'âges 20-24 ans, et 10 sur 22, soit 45 %, pour le groupe d'âges 25-29 ans.

Si cet effet joue peu sur l'étude de la nuptialité, son rôle sur l'étude des sorties du monde agricole des femmes est important et évolue avec l'âge.

Avant 30 ans, les agricultrices mariées quittent leur milieu d'origine encore plus intensément que les célibataires, et elles le font à l'occasion de leur mariage. On a vu précédemment que c'était l'inverse qui apparaissait si l'on éliminait les simultanités entre mariage et sortie de l'agriculture. Le mariage joue donc un rôle essentiel dans l'évolution sociale des agricultrices. Il serait intéressant de connaître la carrière professionnelle de leur conjoint, mais cette enquête ne la saisit que très partiellement et ne permet pas une étude plus fine.

Puis, les rôles s'inversent et, vers 33 ans, les femmes célibataires sortent plus de l'agriculture que les femmes mariées du même âge, ce que nous observons également en éliminant les cas de simultanéité. Les femmes mariées dans le monde agricole depuis de nombreuses années y restent fermement attachées.

Nous avons ainsi mis en évidence deux stratégies différentes suivies par les femmes débutant leur carrière dans l'agriculture :

- Le mariage avec un agriculteur, accompagné d'une stabilisation dans le monde agricole, correspond à une ascension sociale interne : mariage de la femme avec un cultivateur « riche » (le taux de célibat est d'autant plus élevé que la surface d'exploitation est plus petite [11]). Il y a là un verdict de bonne santé de l'exploitation.

- Le mariage accompagné d'une sortie de l'agriculture traduit alors le sentiment de promotion sociale qui accompagne le départ d'un secteur d'activité jugé traditionnel et rétrograde, pour un secteur d'activité plus proche des normes urbaines, même si, de fait, l'homogamie sociale est respectée le plus fréquemment; en 1971, 15,2 % des mariages des femmes issues de la paysannerie sont contractés avec des OS ou manœuvres, 29,9 % épousent des contremaîtres et ouvriers qualifiés (une grande partie de ces hommes étant eux aussi anciens agriculteurs).

### *Célibat des hommes et sortie du monde agricole*

Le célibat définitif des agriculteurs est déjà bien connu. Ainsi, lors du recensement de 1968, la proportion de célibataires dans les cohortes nées en 1918-1927 était de 33 % chez les salariés agricoles, de 18 % chez les exploitants agricoles, contre 12 % pour l'ensemble de la population masculine.

Notre enquête permet de constater que ce résultat est toujours vérifié lorsque l'on compare les individus restés dans le monde agricole à ceux qui en sont sortis, cela à tous les âges. La figure 4 montre des différences importantes, simultanités éliminées, qui demeurent toujours lorsqu'on en tient compte. Ainsi, à tous les âges, le quotient de nuptialité est deux fois moins élevé pour un homme resté dans l'agriculture que pour un homme qui en est parti. Des différences d'intensité apparaissent également entre exploitants et salariés. Si un exploitant sorti du monde agricole a deux fois et demi plus de chances de se marier qu'un exploitant qui y reste, ce coefficient multiplicateur est moins élevé pour un salarié agricole : il est égal à 1,5.

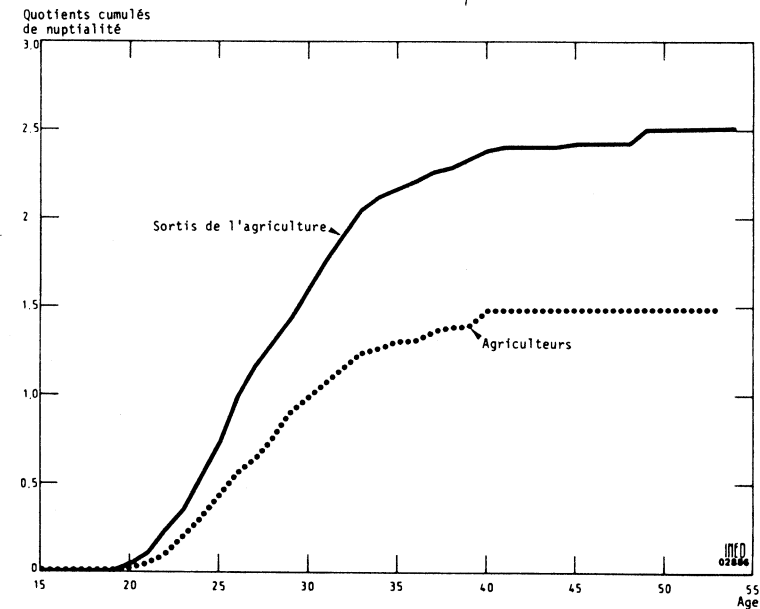


Figure 4. — Quotients cumulés de nuptialité (sans simultanéité) — Hommes

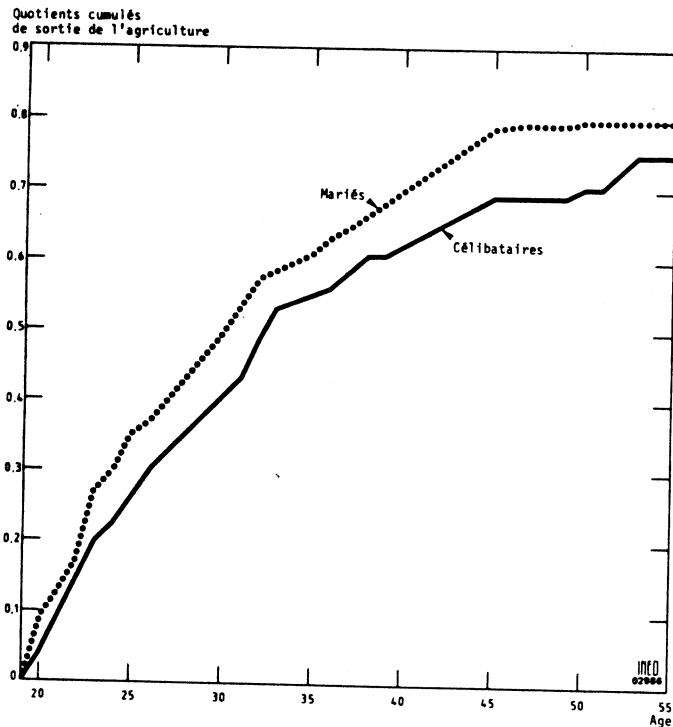


Figure 5. — Quotients cumulés de sortie des agriculteurs (sans simultanéité)

Dans l'autre sens, voyons le rôle du mariage sur la sortie de l'agriculture. La figure 5 porte les résultats obtenus lorsque l'on élimine les simultanités. Alors que les agriculteurs mariés jeunes (rares dans un milieu où le mariage est tardif) quittent plus l'agriculture que les célibataires, on peut, en fait, rattacher cette observation au cas de simultanéité. En effet, dans ce cas, le mariage est très rapidement suivi d'une sortie de l'agriculture. A partir de 26 ans, la probabilité de sortir de l'agriculture reste la même, que l'homme soit marié ou célibataire. Les légères différences que l'on observe entre exploitants et salariés, indiquant que les exploitants célibataires quittent un peu plus le monde agricole que ceux qui sont mariés, alors que l'inverse serait vérifié pour les salariés, ne sont à aucun moment significatives.

La dépendance locale mise ici en évidence est à l'opposé de ce que l'on observait chez les femmes. Un rôle important de la sortie de l'agriculture sur la nuptialité apparaît contre un effet négligeable de l'état matrimonial sur la sortie de l'agriculture.

La prise en compte des simultanités, qui touchent 5,7 % des hommes (6,7 % des mariages et 8,4 % des sorties de l'agriculture) va permettre de

nuancer ces résultats. Notons d'abord que ces cas de simultanéité, bien que toujours concentrés entre 20 et 29 ans, sont moins nombreux que chez les femmes : 54 % contre 71 %, entre 20 et 24 ans, 29 % contre 45 % entre 25 et 29 ans. Les conclusions seront donc moins nettes que chez les femmes.

Ces simultanités apparaissent une fois et demi plus souvent chez les exploitants que chez les salariés. Cela montre, pour de plus nombreux exploitants, une prise de décision simultanée de quitter l'agriculture et de se marier. Une fois ces simultanités prises en compte, on constate effectivement que les hommes mariés sont plus enclins à sortir du monde agricole, aux âges compris entre 20 et 26 ans, que les célibataires. Ce résultat vient confirmer les rôles des femmes dans ce changement social, qui n'est possible que lorsque l'homme est encore jeune.

Il en résulte que, si le départ de nombreuses femmes de l'agriculture a pour conséquence un important célibat des hommes travaillant dans ce secteur, la perspective d'un célibat prolongé ou définitif n'est pas une raison suffisante pour le départ des hommes. Si certains hommes jeunes peuvent encore combiner mariage et sortie de l'agriculture, le résultat précédent est surtout vrai aux âges mûrs, où la reconversion professionnelle et l'abandon du patrimoine familial posent problème.

#### *Influence des caractéristiques familiales, professionnelles et sociales*

Pour pousser plus avant l'analyse, il nous faut maintenant introduire un certain nombre de caractéristiques fournies par l'enquête, pour mettre en évidence leur effet réciproque sur la sortie de l'agriculture et le mariage.

Le tableau A (page 314) donne la définition et la mesure des variables que nous faisons intervenir. Bien entendu, certaines de ces variables n'apparaissent pas dans tous les résultats présentés par la suite. Certaines d'entre elles n'ont aucun effet significatif, d'autres touchent trop peu d'enquêtés pour mettre en évidence leur rôle. Ainsi, on n'observe que trois femmes dans la catégorie « ouvrières qualifiées/contremaîtres », 13 diplômées etc.

#### • *Rôle de l'entourage familial*

Les variables retenues pour caractériser cet entourage sont les mêmes pour l'étude des départs de l'agriculture que pour celle du mariage.

Le nombre de frères et sœurs joue plus sur la sortie du monde agricole des femmes que sur celle des hommes : les effets sont cependant dans le même sens. Cela montre que plus une agricultrice aura de frères et de sœurs, plus son quotient de sortie de l'agriculture sera important (tableau 1).

L'effet de rétention dans le monde agricole, joué par le mariage des femmes, apparaît clairement dans les modèles présentés. Il est tout à fait

TABLEAU A. — VARIABLES RETENUES POUR LE DEUXIÈME MODÈLE

* Variables de base		Indicateur
Familiales	Frères, sœurs	leur nombre
	Statut d'aîné	1 aîné 0 autre
	Père salarié	1 oui 0 non
	Père exploitant	1 oui 0 non
Diplômes	enseignement général	1 à partir BEPC
	enseignement professionnel	1 à partir BEA
		} somme 0, 1, 2
* Variables nulles avant l'âge au mariage dans l'étude de la sortie de l'agriculture		
Statut matrimonial : prend la valeur 1 à partir de l'âge du mariage		
Diplômes du conjoint : 0, 1, 2 (cf. ci-dessus)		
Toutes les variables suivantes sont binaires (1 réalisée/0 absente)		
Beau-père salarié	(0/1)	
Beau-père exploitant	(0/1)	
Hommes		Femmes
Salarié au mariage	(0/1)	Agricultrice au mariage (0/1)
Exploitant au mariage	(0/1)	Epoux salarié (0/1)
Epouse agricultrice	(0/1)	Epoux exploitant (0/1)
* Variables nulles avant l'âge de sortie de l'agriculture dans l'étude de la nuptialité		
Statut de mobilité : prend la valeur 1 à partir de l'âge de sortie du monde agricole		
Toutes les variables suivantes sont binaires (1 réalisée/0 absente) identiques pour les hommes et pour les femmes :		
exploitant agricole, salarié agricole, commerçant artisan, employé, ouvrier qualifié, contremaître, autres ouvriers, personnel de service.		

cohérent avec ce que l'analyse précédente nous avait montré : une fois mariées, les femmes vont rester beaucoup plus souvent dans le monde agricole. Par contre, toujours pour les femmes, le fait qu'elles soient sorties ou non du monde agricole, ne modifie pas leur nuptialité (tableau 2).

Continuant à suivre le comportement des femmes, l'on observe (tableau 1) que les aînées partiront moins du monde agricole que les femmes de rang de naissance supérieur mais que, surtout, les femmes dont le père est exploitant agricole seront fortement retenues dans ce milieu. L'effet propre du mariage vient, bien entendu, accentuer cette rétention mais, par contre, une interaction en sens inverse, lorsque le père est exploitant, vient effacer l'effet direct. Ainsi, le mariage d'une femme la libère souvent d'une forte contrainte de ses parents, lorsqu'ils sont exploitants.

TABLEAU 1. — EFFET DE DIVERSES VARIABLES PRISES SÉPARÉMENT OU SIMULTANÉMENT SUR LA SORTIE DES FEMMES DE L'AGRICULTURE : EFFET PRINCIPAL, EFFET DU MARIAGE ET INTERACTION MESURÉS PAR LES PARAMÈTRES  $\beta_1$ ,  $\beta_0$  ET  $\beta_2$  ESTIMÉS

Variables seules	Effet principal $\beta_1$	Effet du mariage $\beta_0$	Interaction $\beta_2$	Ensemble des variables	Effet principal $\beta_1$	Effet du mariage $\beta_0$	Interaction $\beta_2$
Nb de frères et sœurs	0,017**	- 0,804**	- 0,002	Nb de frères et sœurs	0,012**		0,000
Aînée	- 0,352**	- 0,884**	0,238	Aînée	- 0,320**		0,296
Père exploitant	- 0,949**	- 1,274**	0,658**	Père exploitant	- 0,928**		0,806*
Statut matrimonial		- 0,806**		Statut matrimonial		- 0,228	
Agricultrice au mariage		0,548	- 1,359*	Agricultrice au mariage			1,040
Mari exploitant		- 0,591**	- 0,460**	Mari exploitant			- 0,359**
Beau-père exploitant		- 0,554**	- 0,406**	Beau-père exploitant			- 0,126
Maximum du log de vraisemblance	- 2 103,91			Maximum du log de vraisemblance			- 2 083,96
Note : * résultat significatif au seuil de 10 %.							
** résultat significatif au seuil de 5 %.							

TABLEAU 2. — EFFET DE DIVERSES VARIABLES PRISES SÉPARÉMENT OU SIMULTANÉMENT SUR LE MARIAGE DES FEMMES, EFFET PRINCIPAL, EFFET DE LA SORTIE DE L'AGRICULTURE ET INTERACTION MESURÉS PAR LES PARAMÈTRES  $\beta_1$ ,  $\beta_0$  ET  $\beta_2$ 

Variables seules	Effet principal $\beta_1$	Effet du départ de l'agriculture $\beta_0$	Interaction $\beta_2$	Ensemble des variables	Effet principal $\beta_1$	Effet du départ de l'agriculture $\beta_0$	Interaction $\beta_2$
Nb de frères et sœurs	- 0,002	0,001	- 0,004	Nb de frères et sœurs	- 0,001		0,006
Aînée	0,151*	0,098	- 0,483**	Aînée	0,156*		- 0,546**
Père exploitant	- 0,208**	- 0,124	0,067	Père exploitant	- 0,216**		0,015
Statut de mobilité		- 0,034		Statut de mobilité		0,023	
Employée		0,015	- 0,419*	Employée			- 0,245
Personnel de service		- 0,116	0,290*	Personnel de service			- 0,250
Ouvrière (OS)		- 0,065	0,113	Ouvrière (OS)			0,121
Maximum du log de vraisemblance		- 2 746,13		Maximum du log de vraisemblance		- 2 742,04	
Note : * résultat significatif au seuil de 10 %.							
** résultat significatif au seuil de 5 %.							

Variables seules	Effet principal $\beta_1$	Perturbation $\beta_0$	Interaction $\beta_2$	Ensemble des variables	Effet principal $\beta_1$	Perturbation $\beta_0$	Interaction $\beta_2$
Aîné	— 0,067	— 0,161	— 0,046	Aîné	— 0,111	— 0,095	— 0,071
Père exploitant	— 0,563**	— 0,483**	0,490**	Père exploitant	— 0,869**		1,052**
Statut matrimonial		— 0,125		Statut matrimonial			
Marié salarié		— 0,343**	0,474**	Marié salarié			0,155
Marié exploitant		0,123	— 0,469**	Marié exploitant			— 0,232
Femme dans l'agriculture		0,188	— 0,595**	Femme dans l'agriculture			— 0,303**
Beau-père salarié		— 0,167	— 0,030	Beau-père salarié			— 0,541**
Beau-père exploitant		0,189	— 0,580**	Beau-père exploitant			— 0,650**
Maximum du log de vraisemblance		— 2 648,87	(père exploitant)	Maximum du log de vraisemblance			— 2 972,88

Note : \* résultat significatif au seuil de 10 %.  
\*\* résultat significatif au seuil de 5 %.

TABLEAU 4. — EFFET DE DIVERSES VARIABLES PRISES SÉPARÉMENT OU SIMULTANÉMENT SUR LE MARIAGE DES HOMMES : EFFET PRINCIPAL, EFFET DE SORTIE DE L'AGRICULTURE MESURÉS PAR LES PARAMÈTRES  $\beta_1$ ,  $\beta_0$  ET  $\beta_2$  ESTIMÉS

Variables seules	Effet principal $\beta_1$	Perturbation $\beta_0$	Interaction $\beta_2$	Ensemble des variables	Effet principal $\beta_1$	Perturbation $\beta_0$	Interaction $\beta_2$
Aîné	— 0,171*	0,344**	0,144	Aîné	— 0,175*		0,215
Père exploitant	0,182	0,383**	0,032	Père exploitant	0,042		0,108
Statut de mobilité		0,384**		Statut de mobilité			
Exploitant agricole		0,442**	— 0,592**	Exploitant agricole			— 0,673**
Salarié agricole		0,397**	— 0,277	Salarié agricole			— 0,383*
Employé		0,406**	— 0,303	Employé			— 0,395*
Ouvrier (OS)		0,255**	0,280**	Ouvrier (OS)			0,065
Maximum du log de vraisemblance		— 3 240,20 (père exploit.)		Maximum du log de vraisemblance		— 3 647,41	

Note : \* résultat significatif au seuil de 10 %.  
\*\* résultat significatif au seuil de 5 %.

Voyons maintenant si le mariage d'une femme est influencé par ces mêmes variables (tableau 2). Le fait d'être l'aînée<sup>(1)</sup> est un avantage tant qu'elle reste en milieu agricole : les aînées y trouvent plus facilement un époux, ce qui permet à plus ou moins longue échéance la réunion des terres des deux conjoints. Par contre, une fois sorties du monde agricole, la nuptialité des aînées est beaucoup plus faible que celle des autres femmes. Ce frein au mariage des aînées sorties du monde agricole nécessiterait une étude plus approfondie que nous ne pouvons faire ici, car cette enquête n'a pas saisi des informations plus psychologiques sur les enquêtés. Enfin, le fait d'avoir un père exploitant va également jouer sur le comportement matrimonial des femmes. On observe, dans ce cas, un frein au mariage de leurs filles qui, de façon surprenante, reste présent même lorsque ces filles ont quitté le milieu agricole.

Observons maintenant le comportement des hommes. Comme pour le nombre de frères et sœurs, le statut d'aîné n'a pas d'effet significatif sur la sortie de l'agriculture (tableau 3). Notons, cependant, l'indication d'une rétention, comme chez les femmes. Le fait d'avoir un père exploitant retient l'individu dans le monde rural avec, comme pour les femmes, une réduction de cette rétention une fois marié.

Voyons, enfin, si le mariage des hommes est influencé par ces mêmes variables (tableau 4). A l'inverse des femmes, le fait d'être l'aîné va être un léger frein à ce mariage, avant la sortie de l'agriculture, alors que le statut d'exploitant du père de l'individu sera plutôt favorable. Notons cependant qu'en travaillant au seuil de 5 % il n'est plus possible de conclure.

On voit donc que ces variables familiales ont un effet beaucoup plus faible sur le comportement des hommes que sur celui des femmes, tant pour leur mariage que pour leur sortie de l'agriculture. Nous allons dégager maintenant l'effet conjoint de ces variables caractérisant le milieu d'origine de l'enquêté avec celles mesurant les changements induits soit par le mariage soit par la sortie de l'agriculture. Cela nous permettra de mettre en évidence un certain nombre de stratégies suivies par les agriculteurs.

#### • Stratégies féminines reconsidérées

Nous avons précédemment mis en évidence deux types de stratégies suivies par les femmes. Les caractéristiques que nous considérons maintenant éclaireront mieux ces cheminements. Dans le tableau 1, nous avons fait intervenir simultanément l'ensemble des variables dont l'effet est apparu comme significatif, cela lorsque ces variables ont été considérées séparément.

(1) Notons que cet effet reste le même que l'on prenne en compte ou non le rôle de la dimension des familles dont elles sont issues.



Les femmes qui restent dans l'agriculture sont, en fait, très typées. Il s'agit principalement de femmes ayant peu de frères et sœurs et qui sont elles-mêmes aînées de leur fratrie. Leur père est exploitant agricole. Il est intéressant de voir que, bien que leur mariage ralentisse leur départ de l'agriculture, cet effet n'est plus significatif. Les variables caractérisant leur conjoint viennent, en fait, expliquer leur maintien dans le monde agricole. On voit qu'elles s'associent, par leur mariage, à un autre exploitant dont le père est lui-même exploitant. On peut penser qu'une telle stratégie va permettre le regroupement des terres des deux familles et l'accession à une exploitation plus importante. Il s'agit bien là d'un verdict porté sur les possibilités de développer leur activité agricole.

Les femmes qui partent de l'agriculture vont donc avoir des caractéristiques opposées aux précédentes : elles ont de nombreux frères et sœurs, ne sont pas elles-mêmes aînées, vont épouser un individu qui n'est plus dans le monde agricole. Lorsqu'elles se sont mariées hors de ce monde, nous avons fait intervenir des variables correspondant à leur nouvelle activité professionnelle. Nous voyons, en fait, que la branche d'activité vers laquelle elles se dirigent n'a pratiquement aucun effet sur leur nuptialité.

#### • *Stratégies masculines reconsidérées : différences entre salariés et exploitants*

De la même façon que pour les femmes, dans le tableau 3, on fait intervenir simultanément l'ensemble des variables dont l'effet est significatif.

On voit apparaître des stratégies masculines proches de celles que nous avons mises en évidence pour les femmes avec, cependant, quelques différences.

Les hommes qui restent dans l'agriculture sont moins typés que les femmes. Leur situation familiale, nombre de frères et sœurs et statut d'ainé, n'a pas d'effet significatif sur leur maintien dans le monde agricole. De même, leur mariage n'a aucun effet sur leur départ de l'agriculture. Seules les caractéristiques professionnelles de leur père, de leur épouse et de leur beau-père ont un effet prépondérant. Comme pour les femmes, plus ces divers individus seront dans le monde agricole, plus l'enquêté restera dans l'agriculture. L'explication est en tout point semblable à celle que nous avons donnée pour les femmes.

Les hommes qui partent de l'agriculture sont, en contraste, opposés aux précédents, c'est-à-dire des hommes dont les attaches au monde agricole sont moins fortes. Leur nuptialité sera toujours plus forte que celle des agriculteurs. Les variables correspondant à leur nouvelle situation professionnelle vont aussi avoir un effet plus net que chez les femmes. Ainsi, sortir de l'agriculture pour devenir employé va réduire cette nuptialité, alors que devenir ouvrier va légèrement l'augmenter.

TABLEAU 5. — EFFET DE DIVERSES VARIABLES PRISES SIMULTANÉMENT SUR LA SORTIE DES EXPLOITANTS ET DES SALARIÉS DE L'AGRICULTURE : EFFET PRINCIPAL, EFFET DU MARIAGE ET INTERACTION MESURÉS PAR LES PARAMÈTRES  $\beta_1$ ,  $\beta_0$  ET  $\beta_2$  ESTIMÉS

Exploitants	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_2$
Ainé	-0,346**		0,156
Père salarié	-0,065		0,483
Père exploitant	-0,386*		0,246
Statut matrimonial		0,613*	
Femme agricultrice			-0,485**
Beau-père salarié			-0,482**
Beau-père exploitant			-0,763**
Salariés			
Père salarié	-0,715**		0,533*
Père exploitant	-1,010**		1,007**
Statut matrimonial		-0,551**	
Beau-père salarié			-0,505*
Beau-père exploitant			-0,547**
Note : * résultat significatif au seuil de 10 %.			
** résultat significatif au seuil de 5 %.			

On peut, cependant, se demander si la situation professionnelle de l'individu (salarié ou exploitant) n'a pas un effet prépondérant. C'est la raison pour laquelle le tableau 5 considère séparément ces deux sous-populations.

On observe ainsi un effet de même intensité, mais de signe différent, du mariage sur la sortie de l'agriculture selon que l'on a affaire aux exploitants ou aux salariés agricoles. Le mariage favorise le départ du monde agricole des exploitants, alors qu'il bloque les salariés dans l'agriculture. Ceci confirme le rôle privilégié du mariage dans les départs d'émancipation des jeunes exploitants. Pour les salariés, au contraire, leur plus grande mobilité professionnelle n'est pas liée au mariage. Leur espoir de s'installer à leur compte est indépendant de leur mariage. Celui-ci risque, au contraire, de les maintenir dans le monde agricole.

Il est intéressant de voir apparaître très clairement l'importance d'être aîné, pour les exploitants. Leur sortie de l'agriculture s'en trouve fortement réduite, comme on pouvait s'y attendre. Par contre, aucun effet de ce type n'apparaît chez les salariés. On voit aussi un effet beaucoup plus fort de la catégorie professionnelle du père chez les salariés, comparés aux exploitants. Cela est lié au fait que des fils d'exploitants commencent leur carrière agricole en tant que salariés, en attendant d'hériter de la ferme paternelle.

#### • *Evolution des comportements*

Devant les faibles effectifs observés par l'enquête, nous avons, jusqu'à présent, considéré que les comportements évoluaient peu au cours

du temps. Comme nous observons des générations nées de 1911 à 1936, cette hypothèse paraît peu vérifiée. C'est la raison pour laquelle nous avons distingué les comportements des individus ayant débuté leur vie professionnelle avant ou après la seconde guerre mondiale. Ces deux cohortes ont déjà pu être distinguées par des comportements différents vis-à-vis du phénomène migratoire [15]. Nous avons donc séparé les individus nés avant ou après 1926, afin d'essayer de mesurer une évolution probable des comportements. Bien entendu, la réduction des effectifs observés rendra les tests moins significatifs. En dépit de cela, un certain nombre de changements apparaît clairement.

Les différences les plus importantes interviennent sur le comportement des femmes. Si leur nuptialité était peu modifiée par un départ du monde agricole, nous avons montré qu'elle était très influencée par leur origine familiale. On constate que le fait d'avoir un père exploitant ne s'est révélé comme un facteur de célibat agricole que pour les cohortes récentes. Cela est l'indice d'un rapprochement de la situation des femmes célibataires reprenant le métier paternel, à la situation des hommes dans les mêmes conditions. De même, on observe que la sortie vers un métier d'employée devient, pour les cohortes récentes, un handicap au mariage.

Dans l'autre sens, l'étude des départs selon le statut matrimonial des femmes montre une évolution. On constate que le choix de la vie agricole au mariage est de plus en plus typé dans les cohortes récentes : l'union avec un exploitant de souche (dont le père est aussi exploitant agricole) est de plus en plus déterminante, en divisant par deux le taux de sortie des femmes ayant conclu un tel mariage.

Pour les hommes, des différences apparaissent également, mais moindres : pour leur nuptialité, la sortie de l'agriculture a eu un rôle plus important pour les générations anciennes, pour lesquelles le mariage était, en plus grande partie, lié au départ. De son côté, le mariage devient un frein, un peu plus important à la sortie, pour la plupart des caractéristiques considérées.

**Conclusions** Au terme de cette analyse, nous pouvons constater que les méthodes utilisées se sont révélées très efficaces pour démêler les liens entre sortie de l'agriculture et mariage. Elles ont, en premier lieu, permis de distinguer d'importantes différences de comportement selon le sexe.

Pour les femmes, nous n'avons décelé aucune influence du départ de l'agriculture sur leur nuptialité, cela à tous les âges. En revanche, une fois mariées dans le monde agricole, elles vont y rester beaucoup plus que les célibataires. Cette dépendance locale nous montre une stratégie où le mariage avec un agriculteur pourra, dans certains cas, permettre l'accès à une exploitation plus importante. Les diverses variables, que nous avons pu introduire pour caractériser ces stratégies, viennent éclairer ce comportement. Les femmes qui le suivent sont, en plus grande partie, filles

ainées d'un exploitant agricole dont la descendance est très réduite. Elles vont épouser un exploitant dont le père est, lui-même, un exploitant. Il est, dès lors, clair que ces conditions vont favoriser le regroupement des terres des deux familles. Pour les autres femmes, les plus nombreuses, la stratégie sera de quitter le monde agricole. Dans ce cas, elles se marient indifféremment avant ou après le départ de l'agriculture.

Pour les hommes, nous avons mis en évidence une dépendance locale, opposée à celle des femmes. Leurs chances de se marier sont multipliées par deux lorsqu'ils sortent du monde agricole. Ce sont donc bien les contraintes de l'agriculture qui viennent réduire leur nuptialité. Dans l'autre sens, le fait qu'ils soient mariés ou non influe très peu sur leur départ de l'agriculture. Les hommes qui restent dans le monde agricole sont beaucoup moins typés que les femmes. Seules les caractéristiques professionnelles de leur père, de leur épouse et de leur beau-père vont jouer sur leur sortie du monde agricole, cela de la même façon que pour les femmes.

Pour les hommes toujours, il est apparu utile de distinguer le comportement des exploitants de celui des salariés. Nous avons alors montré que le mariage favorisait le départ de l'agriculture pour les exploitants, alors qu'il le freinait chez les salariés. Nous avons également montré que les exploitants qui étaient les aînés de leur famille restaient beaucoup plus dans l'agriculture, en attendant d'hériter de la ferme paternelle.

Enfin, une évolution des comportements apparaît au cours du temps. On constate, en particulier, un rapprochement de la situation des femmes célibataires qui reprennent la ferme paternelle, de celle des hommes dans les mêmes conditions.

Afin de pouvoir poursuivre cette analyse, il serait nécessaire de disposer de données plus détaillées sur l'exploitation, que l'enquête « triple biographie » n'a pas saisies. Ainsi, la taille de l'exploitation, le mode de faire valoir, la distinction plus précise des différents statuts etc. [4] ont, sans aucun doute, un rôle important, tant sur la sortie de l'agriculture que sur le mariage des individus. Seule une enquête plus spécifique du monde agricole permettrait de prolonger cette analyse.

Notons, cependant, que les méthodes utilisées ici sont parfaitement adaptées à cette poursuite. Tout en permettant d'introduire ces variables plus spécifiques du monde agricole, elles gardent l'estimation non-paramétrique des quotients de nuptialité ou de sortie du monde agricole.

Il nous semble, enfin, nécessaire de poursuivre l'analyse de la durée séparant la décision de l'action, que nous avons introduite ici sous forme d'inclusion ou d'exclusion des simultanités. A ce stade, une analyse plus précise de la prise de décision entraînant un événement observé par notre enquête s'avère indispensable, de pair avec sa formalisation scientifique.

ANNEXE 1  
ANALYSE NON-PARAMÉTRIQUE

Nous partons d'individus célibataires, travaillant dans l'agriculture. Appelons  $T_1$  l'âge de sortie de l'agriculture et  $T_2$  l'âge au mariage, quand chacun de ces événements se produit. A partir de ces deux variables aléatoires nous pouvons définir quatre types de quotients instantanés. Prenons, en premier lieu, la sortie de l'agriculture d'un célibataire. On peut écrire dans ce cas :

$$h_{0,1}(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(T_1 < t + \Delta t | T_1 \geq t, T_2 \geq t)}{\Delta t}$$

Le cas symétrique de mariage d'un agriculteur permet de calculer de la même façon  $h_{0,2}(t)$ . Le cas est un peu plus complexe lorsque l'on considère le mariage d'un individu sorti de l'agriculture l'année  $u$ . On peut écrire dans ce cas :

$$h_{1,2}(t|u) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(T_2 < t + \Delta t | T_1 = u, T_2 \geq t)}{\Delta t} \quad t \geq u$$

avec le symétrique pour la sortie de l'agriculture d'un individu marié.

Pour estimer ces quotients, on va les supposer constants tout au long d'une année. Cette version non-paramétrique à temps discret permet, en effet, l'estimation alors qu'aucune méthode purement non-paramétrique satisfaisante n'est encore disponible (Cox et Oakes, 1984). On supposera également que, durant ces intervalles, les événements considérés (mariages et sorties de l'agriculture) sont uniformément répartis.

Ainsi, soient :  $N_i(t)$  ( $i=0, 1, 2$ ) la population dans l'état  $i$  au début de l'année  $t$   
 $n_{ij}(t)$  le nombre d'événements de type  $j$  survenus dans la population de l'état  $i$  durant l'année  $t$ ,

et, ayant pris en compte les entrées et sorties successives de l'agriculture, un individu peut rejoindre les états 1 et 0 (agriculteurs mariés et célibataires)

$$r_{ij}(t) \quad \begin{array}{l} i=1,3 \\ j=0,2 \end{array} \quad \text{Le nombre d'individus retournant dans l'agriculture pendant l'année } t$$

Nous plaçant dans l'hypothèse où les individus mariés l'année de leur sortie sont rapportés à la population des agriculteurs mariés pour le calcul des taux de sortie et à la population des célibataires sortis de l'agriculture pour celui des taux de nuptialité. Ces estimateurs sont donnés par :

$$\hat{h}_{0,1}(t) = \frac{n_{0,1}(t)}{N_0(t) - \frac{1}{2} [n_{0,1}(t) + n_{0,2}(t) - r_{1,0}(t)]}$$

$$\hat{h}_{2,1}(t|u) = \frac{n_{2,1}(t)}{N_2(t) - \frac{1}{2} [n_{2,1}(t) - n_{0,2}(t) - r_{3,2}(t)]}$$

$$\hat{h}_{0,2}(t) = \frac{n_{0,2}(t)}{N_0(t) - \frac{1}{2} [n_{0,2}(t) + n_{0,1}(t) - r_{1,0}(t)]}$$

$$\hat{h}_{1,2}(t|u) = \frac{n_{1,2}(t)}{N_1(t) - \frac{1}{2} [n_{1,2}(t) + r_{1,0}(t) - n_{0,1}(t)]}$$

Les statistiques de test utilisées pour tester les égalités :

$$h_{0,i}(t) = h_{j,i}(t|u) \quad (i, j = 1, 2)$$

sont celles proposées par Hoem et Funck Jensen (1982)

$$H(t) = \frac{\hat{h}_{0,i}(t) - \hat{h}_{j,i}(t|u)}{\left[ \frac{\hat{h}_{0,i}(t)}{Y_{0,i}(t)} + \frac{\hat{h}_{j,i}(t|u)}{Y_{j,i}(t)} \right]^{1/2}}$$

avec :  $Y_{ji}(t)$  la population soumise au risque correspondante à  $h_{ji}(\cdot)$

$$H = \frac{\sum H(t)}{\sqrt{m}} \sim N(0, 1)$$

$m$  nombre d'années prises en compte.

Shou et Waeth (1980) suggèrent que l'approximation normale de la distribution de chaque  $[\hat{h}_{ji}(\cdot)]^{1/3}$  est meilleure que celle de  $\hat{h}_{ji}(\cdot)$

$$S(t) = \frac{(\hat{h}_{0,i}(t))^{1/3} - (\hat{h}_{j,i}(t|u))^{1/3}}{\left[ \frac{(\hat{h}_{0,i}(t))^{2/3}}{9n_{0,i}(t)} + \frac{(\hat{h}_{j,i}(t|u))^{2/3}}{9n_{j,i}(t)} \right]^{1/2}}$$

$$S = \frac{\sum S(t)}{\sqrt{m}}$$

avec  $m$  le nombre d'années prises en compte.

Nous présentons également ici les courbes des quotients cumulés appelées graphiques de Nelson qui, alors que les risques sont dépendants, donnent une information toujours valide sur l'influence de la sortie (respectivement du mariage) sur le mariage (respectivement la sortie) [Nelson (69), Aalen (82)].

ANNEXE 2  
ANALYSE SEMI-PARAMÉTRIQUE

Nous traiterons ici le cas de la nuptialité pour des individus ayant quitté ou non le secteur agricole.

Depuis son entrée dans la vie active agricole jusqu'à son mariage, un individu de notre échantillon est susceptible de sortir du monde agricole. Soit  $T_1$  l'âge de sortie de l'agriculture et  $T_2$  l'âge au mariage, Soit  $Z$  un vecteur de  $s$  variables explicatives :

$Z = (Z_1, \dots, Z_m, Z_{m+1}, \dots, Z_s)$  composé de  $r$  variables de base et  $s - r$  variables dépendantes de la sortie (métier vers lequel l'individu se dirige, secteur d'activité...) qui sont nulles avant la sortie de l'agriculture de l'individu.

Sous l'hypothèse que seul l'âge au mariage intervient et non la durée écoulée depuis la sortie de l'individu (sinon une estimation serait nécessaire à chaque valeur de  $T_2 - T_1$ ) on considère les densités suivantes :

$$\lambda_{0,i}(t; Z) = \lambda(t) \exp(Z\beta_1)$$

$$\lambda_{j,i}(t|u; Z) = \lambda(t) \exp(Z\beta_2) \quad u < t$$

où  $\beta_1$  et  $\beta_2$  sont les vecteurs paramètres de la régression mesurant respectivement l'effet de  $Z$  sur la densité marginale et conditionnelle. Il est important de noter que l'on peut introduire de nouvelles variables explicatives dans la densité conditionnelle : celles qui sont liées à la perturbation.

Les paramètres  $\beta_1$  et  $\beta_2$  sont alors estimés par les méthodes de vraisemblance partielle proposée par Kalbfleisch & Prentice (1980) :

Soient :

$t_1 < \dots < t_k$  Les âges au mariage des individus avant leur sortie de l'agriculture  
 $N_0(t_i)$  la population agricole soumise au risque en  $t_i - 0$   
 $t'_1 < \dots < t'_m$  les âges au mariage des individus étant sortis de l'agriculture  
 $N_1(t'_j)$  la population hors de l'agriculture soumise au risque en  $t'_j - 0$

On notera  $Z_{0(i)}$  le vecteur de variables qui caractérise un individu se mariant en  $t_i$  (agriculteur) et  $Z_{1(j)}$  celui d'un individu se mariant en  $t'_j$  (non agriculteur).

L'argument de Cox (1975) est alors que le  $i^e$  terme de la vraisemblance partielle pour  $\beta_1$  dans le cas d'un individu se mariant en  $t_i$  conditionnellement à son appartenance à  $N_0(t_i)$  est :

$$\frac{\exp(Z_{0(i)} \beta_1)}{\sum_{l \in N_0(t_i)} \exp(Z_l \beta_1)}$$

avec un terme similaire pour  $\beta_2$ .

Le logarithme de la vraisemblance (si on a éliminé les liens grâce aux hypothèses faites pour traiter les simultanités) est alors :

$$L(\beta_1, \beta_2) = \sum_{i=1}^k [Z_{0(i)} \beta_1 - \text{Log} \left( \sum_{l \in N_0(t_i)} \exp(Z_l \beta_1) \right)] \\ + \sum_{j=1}^m [Z_{1(j)} \beta_2 - \text{Log} \left( \sum_{l \in N_1(t'_j)} \exp(Z_l \beta_2) \right)]$$

Nous avons fait, à la suite de Crowley & Hu (1977), une hypothèse simplificatrice de proportionnalité des quotients, c'est-à-dire que la densité peut s'exprimer par :

$$\lambda(t) \exp [Z \beta_1 + H(t - u) (\beta_0 + Z \beta_2)]$$

$$\text{avec } H(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ 1 & \text{si } x > 0 \end{cases}$$

$\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  sont estimés ici encore par la méthode de vraisemblance partielle.

Dans ce modèle

$Z \beta_1$  mesure les effets principaux entre les variables  $Z$  et le mariage,  
 $\beta_0 + Z \beta_2$  mesure l'effet de la sortie et l'interaction une fois sorti entre les variables  $Z$  et le mariage.

## BIBLIOGRAPHIE

- [1] AALEN O., BORGAN Ø, KEIDING N. et THORMANN J. — « Interaction between life history events. Nonparametric analysis for prospective and retrospective data in presence of censoring ». *Scandinavian Journal of Statistics*, 7, 1980, pp. 161-171.
- [2] BERTAUX D. — « Mobilité sociale biographique. Une critique de l'approche transversale ». *Revue Française de Sociologie*, XV-3, 1974, pp. 329-362.
- [3] CALOT G. et HENRY L. — « Nuptialité et fécondité des mariages en France d'après l'enquête de 1962 ». *Population*, 2, 1972, pp. 191-208.
- [4] COLLOMB P. — *La mort de l'orme séculaire*. Travaux et Documents, Cahiers 105-106, INED, PUF, 1984.
- [5] COURGEAU D. — « Relations entre cycle de vie et migrations ». *Population*, 3, 1984, pp. 483-513.
- [6] COURGEAU D. et LELIEVRE E. — « Estimation of transition rates in dynamic household models ». in *Modelling household formation and dissolution*, à paraître.
- [7] COX R. et OAKES D. — *Analysis of survival data*. Chapman & Hall, London, 1984.
- [8] CROWLEY J. et HU M. — « Covariance analysis of heart transplant data ». *Journal of the American Statistical Ass. (J.A.S.A.)*, 72, 1977, pp. 27-36.
- [9] GIRARD A. — *Le choix du conjoint*. Travaux et Documents, Cahier 70, INED, PUF, 1974.
- [10] HOEM J.M. et FUNCK JENSEN U. — « Multistate life table methodology : a probabilist critique ». in LAND & ROGERS — *Multidimensional Mathematical Demography*. Academic Press, New York, pp. 155-264, 1982.
- [11] JEGOUZO G. — « L'ampleur du célibat chez les agriculteurs ». *Economie et Statistique*, 34, mai 1972, pp. 13-22.
- [12] JEGOUZO G. & BRANGEON J.L. — « Célibat paysan et pauvreté ». *Economie et Statistique*, 58, juillet-août 1974, pp. 3-16.
- [13] KALBFLEISCH J. et PRENTICE L.R. — *The statistical analysis of failure time data*. Wiley & Sons, New York, 1980.
- [14] RIANDEY B. — « L'enquête « Biographie familiale, professionnelle et migratoire », le bilan de la collecte ». *Chaire Quetelet 1983 : Migrations internes. Collecte des données et méthodes d'analyse*. Jezierski, Louvain-la-Neuve, pp. 117-133.