

# DÉMOGRAPHIE ET CULTURES

*Colloque international de Québec  
(Canada, 25-29 août 2008)*



**ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE  
A I D E L F – 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France) – <http://www.aidelf.org>**

## Former un couple et vivre sans enfants.

L'allongement de la période initiale de vie en couple sans enfant, une étude à partir des données des enquêtes de Fécondité et Famille (FFS).

---

### **Daniel DEVOLDER**

Chercheur du Centre d'Études Démographique et Professeur associé du Département d'Économie et d'Histoire Économique, Université Autonome de Barcelone.

### **Francesca GALIZIA**

Étudiante de doctorat, Département pour l'Étude de la Société Méditerranéenne, Université de Bari.

### Introduction<sup>1</sup>

Dans une des formulations du modèle de la « Seconde Transition Démographique », un de ses deux auteurs a présenté de manière très suggestive ce qu'il considère être la différence principale avec la « Première » Transition, aussi bien en ce qui concerne la fécondité, que la formation de la famille (Lesthaeghe, 2000).

Pour ce qui concerne les changements qui ont affecté la fécondité, Lesthaeghe observe que pendant la Première Transition Démographique (PTD), qui s'est produite en Europe au cours du XIX<sup>ème</sup> siècle jusqu'à la seconde guerre mondiale, la fécondité se réduisit surtout à partir de 30 ans, comme conséquence de la diminution du nombre d'enfants par famille. À l'inverse, la Seconde Transition Démographique (STD), qui selon lui débuta pendant les années 1970, se caractérise par une réduction de la fécondité avant 30 ans, comme conséquence du retard de l'âge à la première maternité. Selon cet auteur, la transformation des comportements reproductifs au cours de ces deux transitions est étroitement associée à l'extension de l'usage de moyens contraceptifs, et aussi à leur plus grande efficacité actuelle. Il y a cependant une différence essentielle entre les deux transitions : pendant la PTD, la finalité principale de la contraception était de limiter la descendance, et de manière générale les couples utilisèrent les moyens contraceptifs *après* la naissance des premiers enfants. À l'inverse, la STD se caractériserait surtout par l'extension de l'usage de la contraception *avant* la naissance du premier enfant.

Les changements du régime de fécondité au cours de la PTD ont été analysés de différentes façons. Ainsi Coale et Trussel (1974) ont proposé de le faire à partir des courbes de fécondité légitime par âge, comme une déviation progressive vers le bas par rapport au modèle de fécondité naturelle d'Henry. Henry (1953) avait lui-même introduit auparavant une description à partir des courbes de niveau par parité atteinte, montrant que la baisse de la fécondité au cours de la PTD augmente avec le rang de naissance. Finalement Page (1977) a présenté une autre vision du processus de réduction de la descendance au cours de la PTD, basée sur la durée depuis le mariage : la baisse de la fécondité est proportionnelle à l'allongement de cette durée. De manière générale, les études sur les conséquences de la PTD sur les comportements reproductifs ont montré qu'avant cette transition, le niveau de la fécondité dépendait surtout de l'âge de la femme (c'est-à-dire de facteurs biologiques), et par

---

<sup>1</sup> Daniel Devolder remercie l'aide proportionnée par le Ministère Espagnol de l'Éducation et de la Recherche, au travers du contrat de recherche référence SEJ2007-63404, sur le thème de « L'augmentation de l'infécondité en Espagne et en Europe. Mesure et analyse de ses déterminants et conséquences ».

contre à la fin la transition, elle dépendait surtout de la durée du mariage, avec un niveau élevé au départ et une chute rapide après 2 ou 3 ans d'union, ou encore de la parité, avec une chute forte à partir du rang 3. En comparaison, les changements reproductifs au cours de la STD dépendent surtout de l'âge (retard de la première maternité) et dans une moindre mesure de la parité (baisse de la fécondité totale, liée peut-être à ce retard de l'âge au premier enfant). Par contre les effets de cette seconde transition sur la relation entre niveau de fécondité et durée de l'union n'ont pas été étudiés en détail. De manière générale, la question qui se pose est de savoir dans quelle mesure le retard de l'âge à la première maternité, qui est la caractéristique démographique principale de la STD, est conséquence de l'augmentation de l'âge d'entrée en union, ou bien, de l'allongement de l'intervalle entre le départ de l'union et la première naissance. Si ce retard du départ de la vie reproductive est conséquence d'un changement des comportements des couples, on devrait alors observer une chute des taux de fécondité dans les premières années en union, et une hausse après 3 ou 4 ans, et autrement dit que le niveau de fécondité dépendrait chaque fois moins de la durée de vie en union. Considéré aussi d'une autre manière, cela signifierait que le départ de la vie reproductive ne coïnciderait plus avec l'entrée en union, comme cela était le cas jusqu'à la fin de la PTD. On observerait alors, pour une proportion croissante des couples, l'apparition d'une période initiale de vie sans enfant, une nouvelle étape qui n'existait pas avant la STD.

Dans ce travail, on cherchera à montrer l'existence de cette phase initiale dans le cycle de vie des couples pendant laquelle ceux-ci repoussent consciemment le départ de la vie reproductive, de manière à pouvoir disposer d'une période de temps sans enfant. Dans le cas où on détecterait l'existence d'une telle phase, on verra dans quelle mesure celle-ci augmente avec le temps, comme le pronostiquent les auteurs de la théorie de la STD. D'autre part, la théorie de cette transition a un fondement essentiellement culturel. Les changements de comportements de fécondité sont reliés à la diffusion de nouvelles normes familiales, dans lesquelles sont privilégiés les intérêts des individus : l'augmentation de la cohabitation, du divorce, de l'activité économique et sociale des femmes serait le reflet de l'importance croissante des choix individuels qui prennent le pas sur la stabilité du couple et l'unité de la famille. Une conséquence importante de ces changements dans les normes familiales est ce que Lesthaeghe appelle la « déstandardisation » des phases du cycle de vie : la séquence traditionnelle étude-travail-émancipation-mariage-enfants se rompt au cours de la STD, au profit de mélanges en séquences alternées souvent complexes. Dans ce travail, on cherchera aussi à tester dans quelle mesure les changements de comportement annoncés par Lesthaeghe, et notamment l'allongement de cette période de vie initiale de vie en couple sans enfant, est décidément la manifestation d'un choix de vie nouveau, ou bien s'il est en partie la conséquence de la complexité croissante du processus de formation familial « déstandardisé ». Ainsi les premières années de l'union coïncident souvent avec des périodes d'étude, la proportion des couples qui cohabitent avant le mariage augmente, la proportion des femmes qui travaille augmente aussi. On verra dans quelle mesure ces évolutions sont responsables, au moins en partie, de la possible apparition de cette période de vie sans enfant, qui dans ce cas serait aussi la conséquence de la fragilisation du cadre de vie traditionnel des familles, plutôt que seulement la manifestation d'une aspiration fondamentale des jeunes couples à disposer d'un temps de vie à deux, libre d'enfants.

Nous utilisons dans ce travail les données des enquêtes sur la famille et la fécondité (FFS) réalisées dans une vingtaine de pays occidentaux principalement dans les années 1990, et coordonnées par les Nations Unies. L'intérêt principal de ces enquêtes est le fait que le questionnaire et la codification des fichiers est unique, ce qui facilite grandement l'exploitation de type comparatif. L'inconvénient principal est le fait que les données sont un peu anciennes maintenant, mais comme nous le verrons, ceci n'est pas très grave, du fait que les tendances démographiques et sociales que nous étudions étaient déjà en cours dans de nombreux pays depuis la fin des années 1970. Cet inconvénient est même pour nous un avantage, dans la

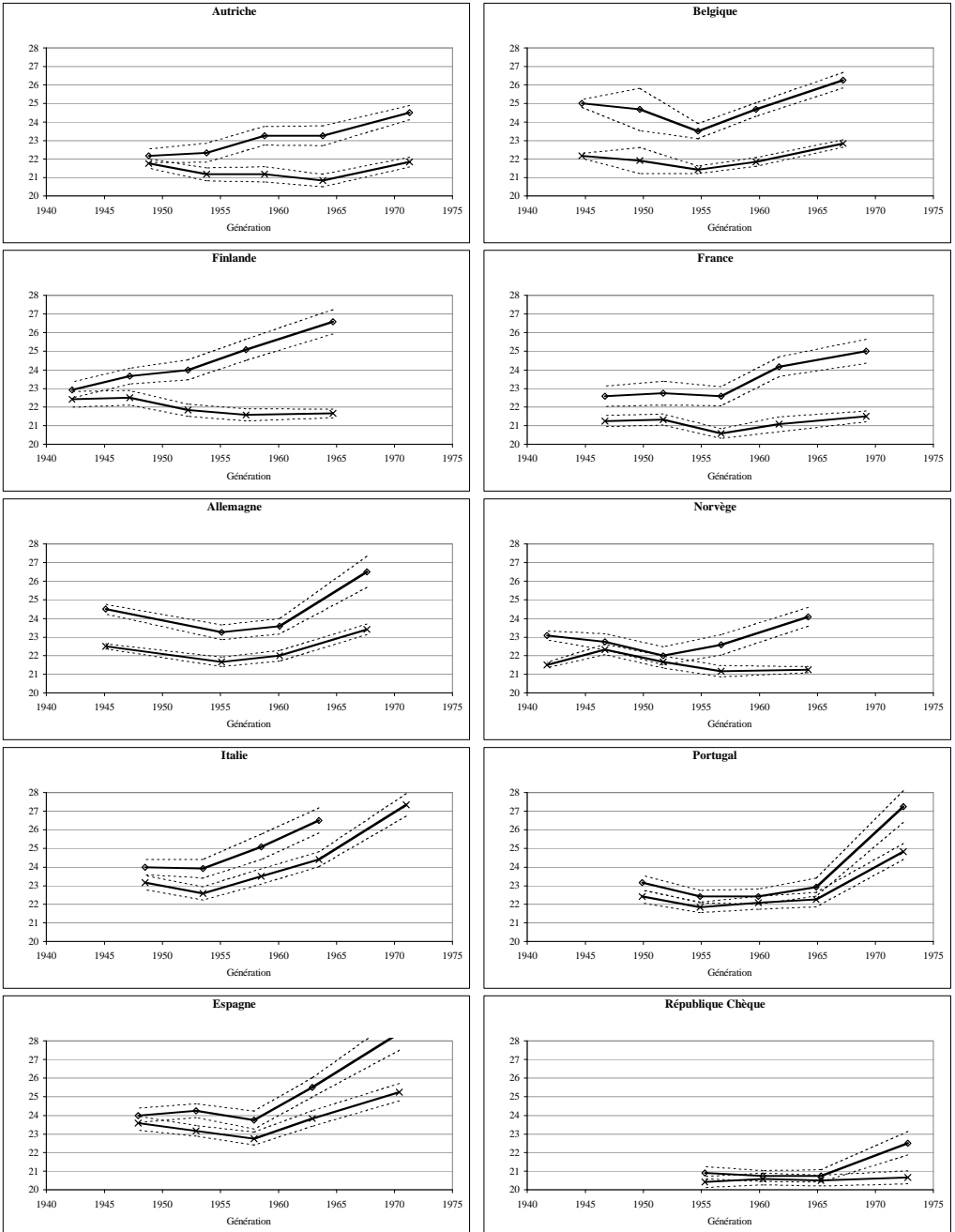
mesure où les FFS nous permettent de comparer des générations dont la période de formation des unions se produit avant le départ de la STD, avec des générations qui au contraire auront passé l'essentiel de leur vie adulte dans le contexte de cette transition. Nous avons choisi de travailler avec le nombre de pays le plus élevé possible, surtout afin de pouvoir couvrir une grande diversité de situations. Nous avons retenu finalement 16 pays, après avoir exclu les données des pays hors d'Europe (États-Unis, Canada et Nouvelle-Zélande) et celles de la Bulgarie, la Grèce, la Suède et la Suisse (ces derniers pays pour diverses raisons d'ordre pratique). Nous travaillerons de façon exclusive sur les données pour les femmes, ignorant les données masculines de l'enquête. Cette exclusion est discutable, mais mis à part les aspects pratiques, la principale justification est le fait que les changements étudiés concernent les couples, et donc leur magnitude est la même pour les hommes que pour les femmes. D'autre part les modifications du style de vie qui pourraient avoir une incidence sur ces comportements affectent principalement les femmes (par exemple en ce qui concerne la poursuite des études après l'union ou l'augmentation du taux d'activité).

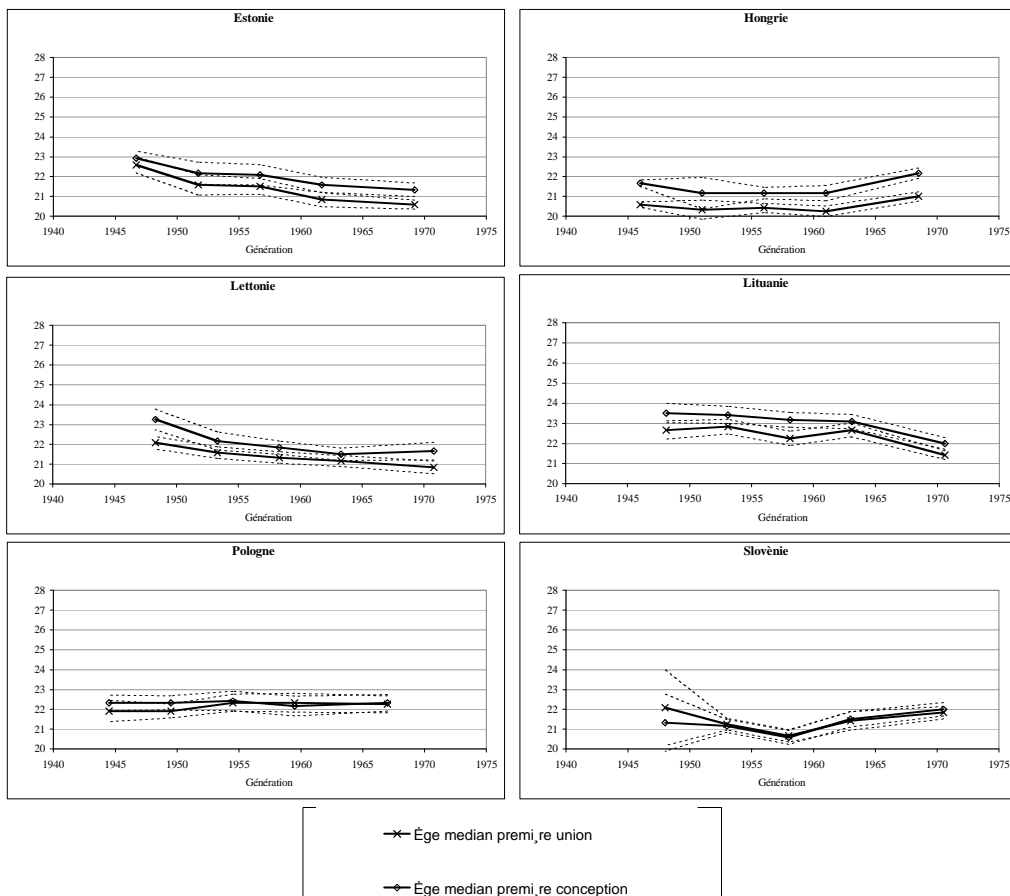
Avant d'entrer en matière, il convient de préciser un aspect important de la mesure de l'étape du cycle de vie que nous allons étudier. En effet, en théorie la durée de cette phase de vie en couple sans enfant est égale à la différence entre le moment de l'entrée en union et celui du départ de la vie reproductive. Le premier peut être fixé sans ambiguïté à partir des réponses aux questions de l'enquête. Par contre il est impossible de déterminer la date à partir de laquelle le couple décide de commencer sa vie reproductive. En effet à partir du moment où est prise la décision de ne plus recourir à des moyens contraceptifs et de chercher à avoir un premier enfant, le temps qui s'écoulera jusqu'à la première conception sera très variable, et d'une durée moyenne de 7 mois environ pour des personnes âgées entre 25 et 35 ans qui recherchent un enfant et n'emploient pas de moyens contraceptifs. Nous étudions ici la durée de cette période initiale à partir de la différence entre l'âge à l'entrée en union et l'âge à la première conception. Il s'agit donc d'une valeur qui sera toujours supérieure ou égale à la durée de cette période, puisque c'est seulement pour environ 20% des couples qu'il y aura coïncidence exacte entre le départ de la période reproductive et la première conception. Pour le reste des couples, les deux dates seront séparées dans le temps de quelques mois, de façon variable et aléatoire au niveau individuel. À partir d'un raisonnement en moyenne, il conviendra donc de soustraire 7 mois aux valeurs de cette période initiale que nous obtiendrons dans la suite, afin d'obtenir la durée réelle de cette période de vie pendant laquelle le couple repousse le départ de la vie reproductive.

### **L'âge des femmes à l'entrée en première union et à la première conception**

Une première reconnaissance du phénomène que nous étudions est offerte par les courbes d'évolution dans les générations des âges médians d'entrée en première union et de la première conception (Graphique 1). Même si la différence entre ces deux âges ne peut pas être interprétée comme la valeur de l'intervalle entre ces deux moments du cycle de vie, leur évolution comparée va être utile. Il convient d'indiquer tout d'abord que ces premières conceptions correspondent à la première grossesse pour la femme, à l'exclusion de celles qui se terminent par un avortement provoqué, et sans tenir compte de la date d'entrée en union. L'augmentation de la distance entre ces deux âges pour les générations les plus jeunes est notable surtout pour les pays d'Europe de l'Ouest et du Nord, ainsi que, mais dans une moindre mesure, de ceux d'Europe méditerranéenne. On observe à l'inverse que dans les pays anciennement socialistes, les deux âges restent très proches pour toutes les générations, sans apparition notable d'un écart, à la possible exception de la génération la plus jeune en République Chèque et en Lettonie.

GRAPHIQUE 1 : ÉVOLUTION DE L'ÂGE MÉDIAN À L'ENTRÉE EN PREMIÈRE UNION ET DE L'ÂGE MÉDIAN À LA PREMIÈRE CONCEPTION, PAR GÉNÉRATION, À PARTIR DES DONNÉES DES FFS





*Note* : Les âges médians sont calculés à partir de tables de vie de Kaplan et Meier. Les courbes en pointillés donnent les intervalles de confiance à 95% autour des valeurs de ces âges. La date de la première conception est égale au mois de la première naissance moins 10 mois, ou bien, si celui-ci est antérieur, du mois de la première grossesse interrompue par un avortement spontané ou ayant donné lieu à un mort-né, moins la durée de cette grossesse augmentée d'un mois. À défaut d'une de ces deux valeurs, on considère aussi le cas d'une grossesse en cours au moment de l'enquête. Les générations sélectionnées sont les femmes âgées de moins de 30 ans, de 30-34 ans, de 35-39 ans, de 40-44 ans et 45 ans et plus au moment de l'enquête.

On observe donc bien avec ces données les effets du retard de l'âge à la première conception dans les pays d'Europe occidentale, et aussi que celui-ci se produit alors même que l'âge à l'entrée en union soit reste stable (pays de l'Europe de l'Ouest et du Nord) ou bien augmente plus lentement que le premier (pays d'Europe méditerranéenne). Ces observations sont un indice qui en première analyse conforte l'idée que les couples des plus jeunes générations dans ces pays retardaient la venue du premier enfant après le départ de l'union, ce qui provoque l'apparition de cette phase initiale sans enfant qui ne semblait pas exister auparavant (quoiqu'en Belgique, la distance entre ces deux âges, pour les générations les plus anciennes, atteignait déjà presque 3 ans, niveau similaire à celui pour la génération la plus jeune).

Une autre observation d'intérêt est que la distance entre ces deux âges est non seulement minimale dans les pays d'Europe orientale, mais aussi négative pour certaines générations, notamment en Pologne et en Slovénie. Ce phénomène s'explique par la présence pour ces pays

d'un nombre important de conceptions antérieures à l'union, ce que nous allons analyser maintenant de manière plus détaillée.

### **La relation entre l'âge d'entrée en union et l'âge à la première conception dans le cycle de vie des femmes**

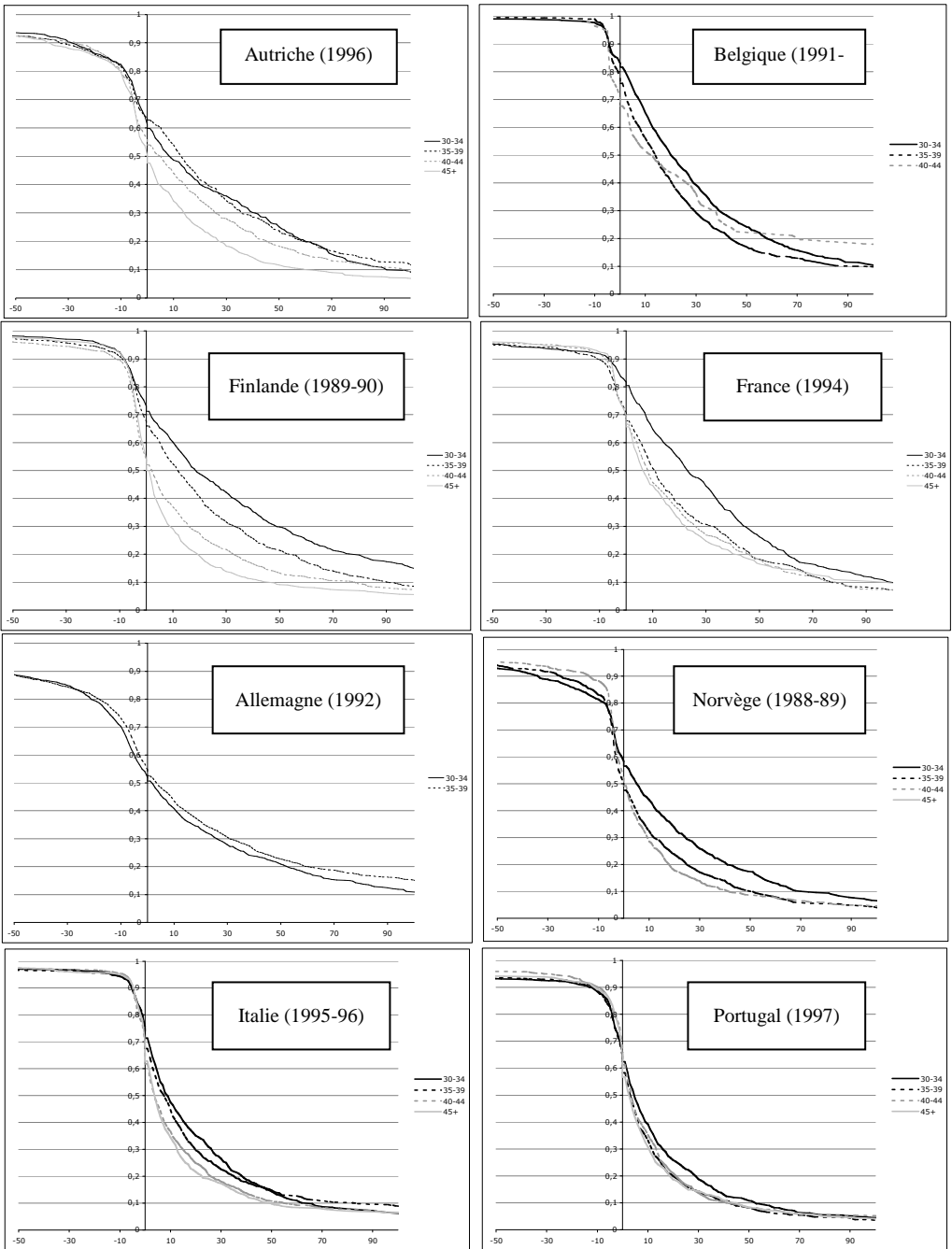
Les travaux de démographie historique nous ont habitués au problème de l'existence des conceptions « pré-nuptiales », très courantes dans le passé. C'est une caractéristique ancienne qui n'a pas complètement disparu, loin de là. Nous allons étudier cela à partir des courbes de survie symétrique, autour du départ de l'union, des deux séquences : première conception => première union, et première union => première conception (nous utilisons la méthodologie présentée par Billari et Kohler, 2001).

Ceci permet de mesurer, pour chaque durée jusqu'au (ou à partir du) départ de la première union, la proportion des femmes pour lesquelles la première conception est antérieure (et la proportion pour lesquelles elle est postérieure). On peut ainsi observer, sur les courbes du graphique 2 que, dans de nombreux pays d'Europe centrale et orientale, plus de la moitié des femmes de ces générations ont eu une première conception avant la première entrée en union (qui correspond sur les graphiques à la droite verticale à la durée 0). Cette proportion atteint également une valeur élevée, proche ou supérieure à 50% en Autriche et en Allemagne. Elle est par contre nettement plus faible dans le reste des pays d'Europe de l'Ouest et du Nord ainsi que pour les trois pays méditerranéens dans lesquels elle atteint le niveau le plus bas (moins de 20% en Espagne et en Italie). On observe aussi que :

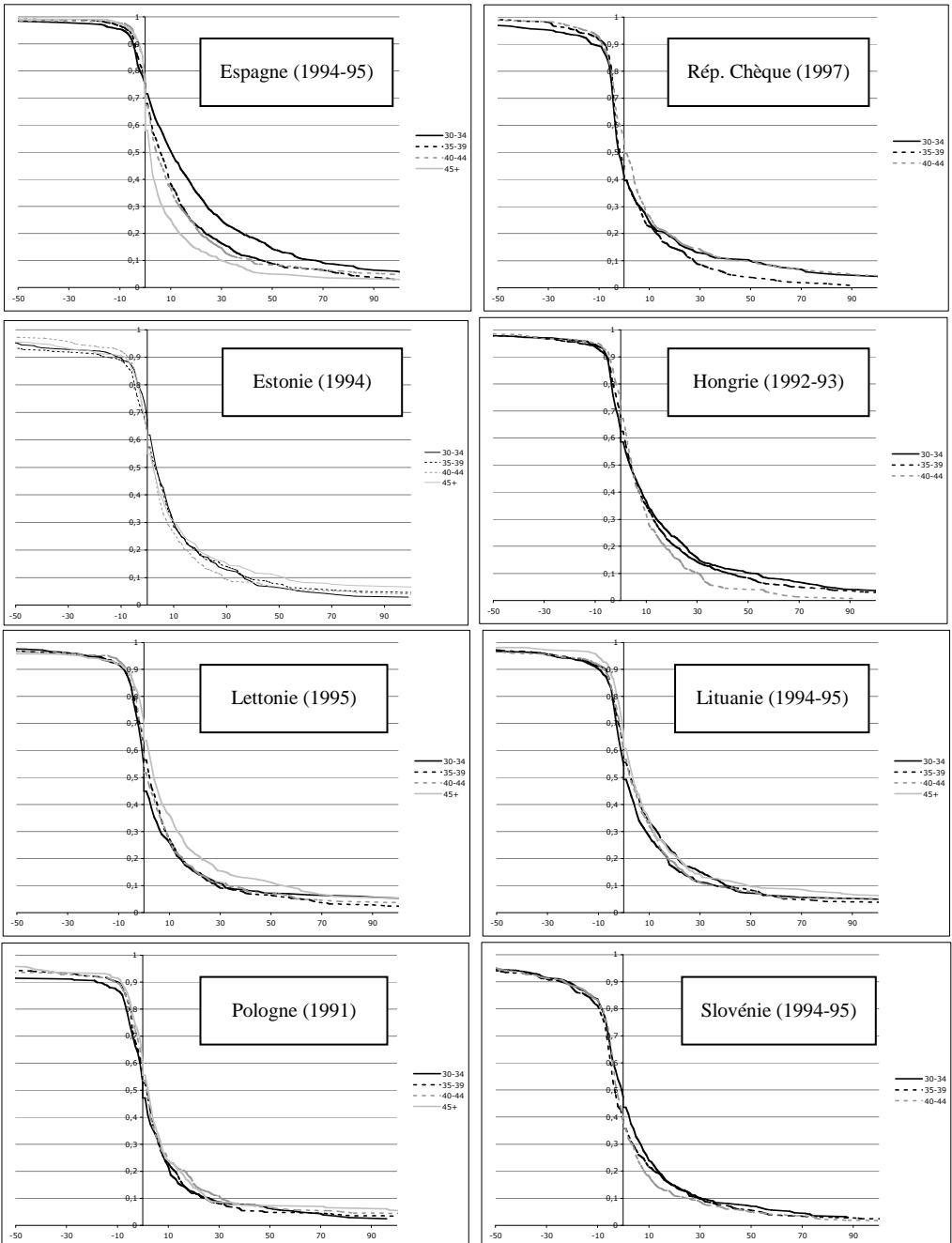
- La proportion de femmes qui débute leur vie reproductive avant leur entrée en union tend à diminuer pour les générations les plus jeunes en Europe occidentale, à l'exception de l'Allemagne et de l'Autriche. Ceci va dans le sens de l'hypothèse testée ici, selon laquelle augmenterait l'usage de la contraception avant la première conception.
- La grande majorité des premières conceptions antérieures à la première union se produisent à moins d'un an de son départ, ce que l'on peut interpréter comme un comportement anticipateur. Ceci est tout spécialement le cas des pays d'Europe centrale et orientale, dans lesquels plus de femmes débute leur vie familiale par une conception que par l'entrée en union, mais pour celles-ci ces deux événements sont très clairement liés, puisque moins de 10% d'entre elles ont une première conception plus d'un an avant leur première entrée en union. La principale exception à cette règle se retrouve de nouveau en Autriche et surtout en Allemagne, puisque l'on observe que dans ce dernier pays la proportion des femmes qui ont une première conception au moins un an avant leur entrée en union s'élève à plus de 25% soit la moitié, approximativement, de tous les cas de conception antérieure à l'union.

Si on s'intéresse à la partie droite des courbes, à partir de l'entrée en union, le phénomène auquel on s'intéresse dans ce travail est présent dans pratiquement tous les pays d'Europe occidentale, mais selon un degré variable. Ainsi on perçoit très clairement le ralentissement du rythme de la progression vers la première conception, à partir du moment de l'entrée en union, pour les générations les plus jeunes en Autriche, en Finlande, en Norvège, en France, en Italie et en Espagne. Ce ralentissement est présent en Belgique, en Allemagne et au Portugal, mais de façon moins claire. Par contre cet allongement de la période sans enfant au début de la vie en union ne s'observe pas généralement dans les pays d'Europe orientale.

GRAPHIQUE 2 : FONCTION FÉMININE SYMÉTRIQUE DE SURVIE PREMIÈRE CONCEPTION <=>  
PREMIÈRE UNION, PAR DURÉE JUSQU'À OU DEPUIS LA FORMATION DE L'UNION







L'année entre parenthèse est celle du moment de réalisation de l'enquête. Ces graphiques sont établis à partir du calcul de deux courbes de Kaplan et Meier. La première est une courbe de survie calculée pour les femmes qui ont une première conception avant l'union : les durées sont comptées à l'envers, et par exemple la durée  $i$  correspond aux femmes qui ont leur première conception  $i$  mois avant leur première union (les cas de femmes qui ont une première conception, mais dont la première union n'intervient pas avant l'enquête, sont considérés comme des observations tronquées). La seconde courbe correspond à la survie dans l'état de vie en union avant la première conception. La partie de gauche de la courbe, pour les durées négatives, correspond aux valeurs du complément à 1 de la première courbe de

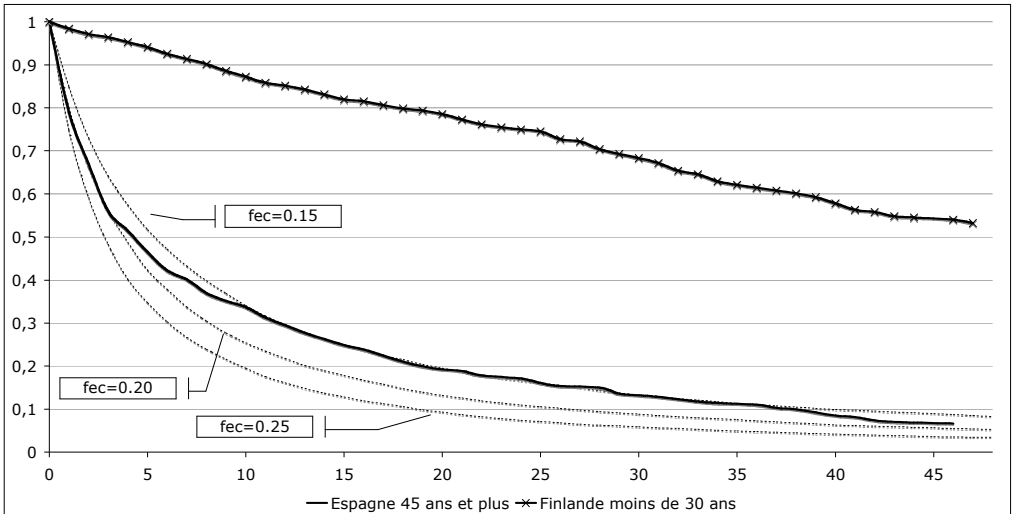
survie de Kaplan et Meier, avec les valeurs multipliées à toutes les durées par  $C / (C + U)$ ; la partie droite, pour les durées positives, correspond à la seconde courbe de Kaplan et Meier, dont toutes les valeurs sont multipliées par  $U / (C + U)$ .  $C$  est le nombre de femmes qui ont une première conception avant l'union et  $U$  le nombre inverse de femmes qui entre en union avant leur première conception (voir les explications dans Billari et Kohler, 2001).

### L'étape de vie en union sans enfant

Dans la suite de ce travail, nous allons nous intéresser exclusivement à l'étape de vie en couple sans enfant, telle que définie en introduction. Ceci nous oblige, afin de mesurer de façon exacte la durée de cette période, à restreindre considérablement le nombre de femmes observées, puisque l'on doit exclure tous les cas de conception antérieure à la formation de l'union. Si on ne le faisait pas, on serait incapable de préciser le moment à partir duquel commence pour chaque femme la vie sexuelle liée à la première conception. Cette restriction est importante et conduit, surtout dans le cas des pays d'Europe orientale, à ignorer un nombre important de premières conceptions, parfois plus de la moitié des cas. Le type de données que l'on retient pour l'analyse correspond aux courbes du graphique 3, où l'on compare deux courbes observées de survie en première union avant la première conception avec des courbes équivalentes obtenues avec un modèle de fécondité naturelle, c'est-à-dire dans le cas hypothétique de personnes qui vivent en couple, ont une vie sexuelle normale et n'utilisent pas de moyens contraceptifs. Les deux courbes observées de survie correspondent à un cas de progression rapide vers la première conception, les femmes espagnoles âgées de plus de 45 ans au moment de l'enquête, et à un cas inverse de progression beaucoup plus lente, les femmes finlandaises âgées de moins de 30 ans au moment de l'enquête. On observe que la courbe espagnole est très proche des courbes théoriques de fécondité naturelle, aussi bien en niveau qu'en degré de concavité, alors que par contre la courbe finlandaise en est très éloignée, à la fois en niveau et en forme. Comme c'est logique c'est donc l'utilisation des moyens contraceptifs depuis le départ de l'union pour une grande partie des couples qui explique la forme de la courbe finlandaise, et par contre la courbe espagnole suggère que les couples concernés n'utilisaient pas ou très peu la contraception avant la première grossesse. Une autre observation intéressante est que la durée médiane augmente considérablement entre les deux générations, de moins de 5 mois pour les femmes espagnoles à plus de 4 ans pour les femmes finlandaises. Si on tient compte des contraintes physiologiques, on peut donc dire que l'âge à l'entrée en union et l'âge du départ de la vie reproductive coïncidaient pour ces femmes espagnoles, alors que pour les finlandaises ces deux âges sont séparés de plus de 3 ans et demi, un intervalle de temps de vie sans ou libres d'enfant. Le Tableau 1 donne les valeurs de la durée médiane de vie en couple avant la première conception pour les différents pays étudiés. On remarque que :

- Cette durée est la plus élevée pour les pays d'Europe de l'Ouest et du Nord, avec des valeurs qui dépassent 30 mois pour les femmes les plus jeunes, et la plus faible pour les femmes des pays d'Europe orientale.
- La hausse de cette durée se produit dans presque tous les pays d'Europe occidentale, sauf l'Autriche la Belgique et l'Allemagne, pays pour lesquels cette durée était déjà élevée pour les générations les plus anciennes.

GRAPHIQUE 3 : COMPARAISON DE DEUX COURBES DE DURÉE JUSQU'À LA PREMIÈRE CONCEPTION AVEC UN MODÈLE DE FÉCONDITÉ NATURELLE



Note : Courbes de survie de Kaplan et Meier pour les femmes espagnoles âgées de plus de 45 ans et les femmes finlandaises de moins de 30 ans au moment de l'enquête FFS. Les courbes en pointillés correspondent à un modèle de microsimulation de survie jusqu'à la première conception de 10.000 couples fertiles, avec une fécondabilité moyenne de 0,15, 0,20 et 0,25 et une distribution des niveaux selon une fonction beta (alpha égal à 0,2 et beta à 0,8 pour un fécondabilité de niveau 0,2. La distribution de fécondabilité des femmes pour les deux autres niveaux est obtenue avec des valeurs de 0,15 et 0,85 et 0,25 et 0,75 de la fonction beta).

TABLEAU 1 : DURÉE MÉDIANE DE LA PREMIÈRE UNION AVANT LA PREMIÈRE CONCEPTION, PAR GÉNÉRATION ET PAR PAYS

Pays	< 30 ans	30-34 ans	35-39 ans	40-44 ans	45 ans et plus
Autriche	38	38	33	30	19*
Belgique	35	27*	21*	30	
Finlande	49	38*	27*	20*	11*
France	37	33	22*	20*	17*
Allemagne	39	34*	38*		
Norvège	38	25*	18*	12*	
Italie	18	17	14	11*	9*
Portugal	16	13	10*	10*	9*
Espagne	25	18*	10*	8*	4*
R. Chèque	20	15	10*	9*	9*
Estonie	9	8	9	6	9
Hongrie	14	13	10*	8*	
Lettonie	15	9*	8*	9*	10
Lituanie	11	10	12	11	10
Pologne	6	7	6	6	7
Slovénie	14	10	13	8*	8

*Note* : Les durées médianes sont calculées à partir de courbes de survie de Kaplan et Meier. L'astérisque indique que la valeur de la durée médiane pour la génération est significativement différente de celle pour la génération âgée de moins de 30 ans au moment de l'enquête.

## Modélisation des facteurs de l'allongement de la durée de vie en couple sans enfants

L'existence de la période de vie en couple sans enfant dans tous les pays d'Europe occidentale analysés ici, et l'allongement de sa durée pour les générations les plus jeunes dans la majorité d'entre eux, sont donc vérifiés grâce à l'analyse antérieure. Nous allons maintenant chercher à voir dans quelle mesure ils sont la manifestation de l'apparition d'une nouvelle norme de comportement, conséquence par exemple du désir des jeunes couples de disposer d'un temps de vie à deux -sans enfant- juste après la formation de l'union. Ou bien si cet allongement pourrait s'expliquer par la nécessité d'adapter la vie en couple aux nouvelles séquences plus complexes qui correspondent à ce que Lesthaeghe appelle la déstandardisation du cycle de vie : cohabitation et temps d'études après la formation de l'union. Pour étudier cela, nous utilisons un modèle de Cox, dans lequel on va d'une part étudier les caractéristiques du changement générationnel de la fonction de survie de la première union avant la première conception, et d'autre part les effets des variables du cycle de vie mentionnées auparavant sur cet allongement générationnel. Le tableau 2 présente les résultats de cette modélisation dans le cas de la Finlande.

TABLEAU 2 : MODÈLES DE COX DE LA DURÉE EN UNION JUSQU'À LA PREMIÈRE CONCEPTION  
CAS DE LA FINLANDE

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
<b>Âge d'entrée en union</b>	-0,035 (0,965)**	-0,023 (0,977)**	-0,026 (0,974)**
<b>Différences entre cohortes</b>			
<i>Effet de Retard</i> (valeur au départ de l'union)			
< 30 ans (référence)			
30-34 ans	0,419 (1,521)**	0,273 (1,314)*	0,293 (1,34)*
35-39 ans	0,764 (2,146)**	0,428 (1,534)*	0,447 (1,564)**
40-44 ans	1,154 (3,171)**	0,568 (1,765)**	0,566 (1,761)**
45 ans et plus	1,676 (5,344)**	0,984 (2,676)**	0,971 (2,641)**
<i>Effet de Récupération</i> (dynamique)			
< 30 ans (référence)			
30-34 ans X temps	-0,006 (0,994)*	-0,005	-0,005
35-39 ans X temps	-0,008 (0,992)**	-0,007 (0,993)*	-0,007 (0,993)*
40-44 ans X temps	-0,017 (0,983)**	-0,013 (0,987)**	-0,013 (0,987)**
45 ans et plus X temps	-0,028 (0,973)**	-0,023 (0,977)**	-0,023 (0,978)**
<b>Niveau éducatif</b>			
Bas (référence)			
Moyen		-0,079	-0,046
Élevé		-0,1	0,03
<b>Mariage</b> (dynamique)		0,868 (2,381)**	0,857 (2,355)**
<b>Études</b> (dynamique)		-0,017	-0,564 (0,569)**
<b>Travail</b> (dynamique)		0,172 (1,188)**	-0,092

*Notes* : \* Significatif à 95%. \*\* Significatif à 99%. En cas de significativité du coefficient  $\beta$ , on donne entre parenthèse la valeur du risque relatif, qui correspond à  $\exp(\beta)$ . Les variables de récupération correspondent à un effet d'interaction avec le temps selon la formule suivante : variable dummy indicative du groupe d'âge

multipliée par l'indice de temps, qui varie de façon mensuelle. Il y a trois autres variables de type dynamique, dont l'effet change avec le temps : le mariage avec une valeur de 0 pour la cohabitation et 1 à partir du mois de mariage; le temps d'études, qui est codé à 0 pour les mois sans études et 1 quand la personne étudie; le travail, qui est codé 0 pour les mois sans travail et 1 quand la personne travaille. Il y a deux modèles complets, qui diffèrent selon la prise en compte de l'effet du temps d'études. Le premier tient compte seulement de la période jusqu'à la fin des études principales (c'est-à-dire depuis l'enfance). Le second tient compte aussi de toutes les périodes d'études après la finalisation des études principales.

### Modèle simplifié

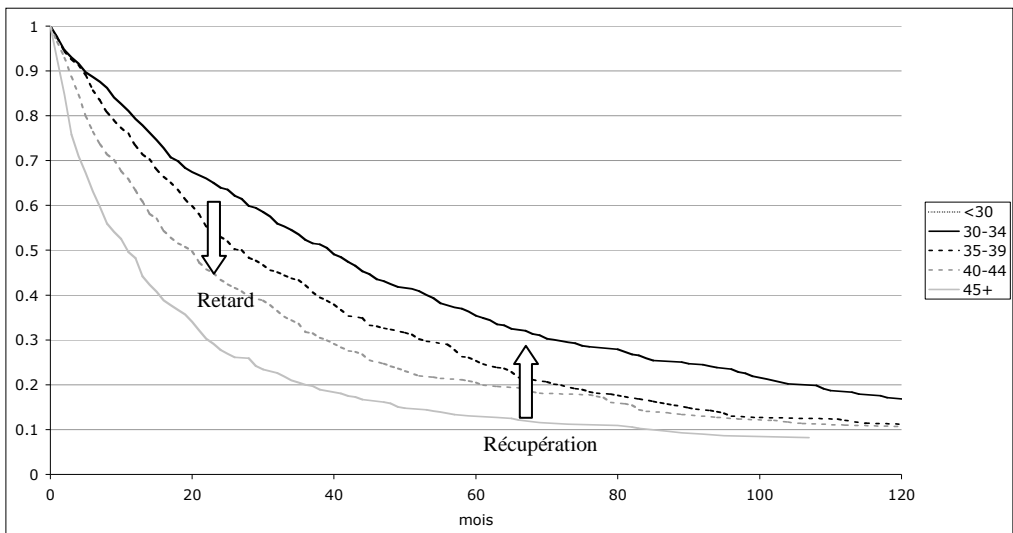
Le premier modèle est une version simplifiée, qui a pour but :

- D'établir la forme précise du changement générationnel dans la fonction de survie des unions.
- De mesurer l'amplitude du changement entre générations pour chaque pays.

Ce modèle utilise une variable de contrôle, l'âge à la formation de l'union et deux paramètres qui mesurent la modification de génération à génération de la fonction de survie des unions avant la première conception. L'effet de l'âge à la formation de l'union rend compte de la baisse du risque de conception dans l'union quand augmente cet âge, ce que l'on pourrait interpréter comme un composant biologique (la fertilité diminue et la stérilité augmente avec l'âge). Les deux paramètres qui comparent la forme de la fonction de survie entre générations rendent compte, comme le visualise le Graphique 4 :

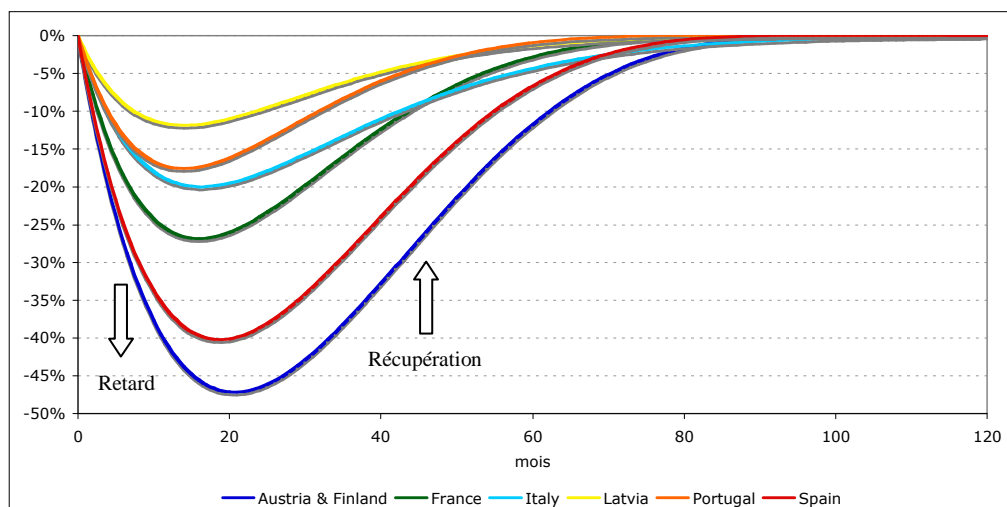
- De l'effet de *retard*, qui traduit le fait qu'augmente la distance entre le moment de l'union et le moment de la première conception.
- De l'effet de *récupération*, qui traduit l'existence d'une tendance inverse à l'antérieure, le fait qu'après avoir retardé le départ de la vie reproductive, les unions cherchent leur première conception, de manière à ce que finalement la différence entre générations de la proportion de couples sans enfants entre générations.

GRAPHIQUE 4 : LE JEU DES DEUX PARAMÈTRES DE DIFFÉRENCIATION ENTRE COHORTES DU TEMPS DEPUIS LE DÉPART DE L'UNION JUSQU'À LA PREMIÈRE CONCEPTION (CAS DES DONNÉES FINLANDAISES)



Le Graphique 5 présente la combinaison de ces deux effets, à partir de la comparaison de la génération la plus jeune, des couples où la femme est âgée de moins de 30 ans au moment de l'enquête, et la génération la plus âgée, les couples avec des femmes de plus de 45 ans. La courbe pour chaque pays est la descendance accumulée pour chaque durée du mariage de la génération la plus jeune moins la descendance accumulée correspondante de la génération la plus âgée. On observe ainsi que, comme la génération la plus jeune débute sa vie reproductive avec beaucoup de retard sur ce que fit la plus âgée, après 15 à 20 mois du départ de l'union, la proportion de femmes les plus jeunes qui ont eu leur première conception est jusqu'à 47% plus faible que la proportion équivalente pour les femmes les plus âgées. Mais à partir de cette durée, les femmes les plus jeunes cherchent à récupérer le terrain perdu. Les paramètres estimés par le modèle permettent de calculer la durée pour laquelle le niveau de la descendance atteinte serait le même pour les deux générations : entre 70 et 90 mois après le départ de l'union.

GRAPHIQUE 5 : DIFFÉRENCE ENTRE LA PROPORTION DE COUPLES AYANT EU UNE PREMIÈRE CONCEPTION POUR LA GÉNÉRATION ÂGÉE DE MOINS DE 30 ANS AVEC LA PROPORTION POUR LA GÉNÉRATION ÂGÉE DE PLUS DE 45 ANS, SELON LA VALEUR ESTIMÉE DES PARAMÈTRES DE RETARD ET DE RÉCUPÉRATION DU MODÈLE SIMPLIFIÉ.



*Note* : Les valeurs sont la différence entre la proportion des femmes de la génération la plus jeune qui ont eu une première conception et la proportion correspondante de la génération la plus âgée, pour chaque durée de l'union. Afin de pouvoir mener ce calcul, on a supposé que la fonction de survie de cette dernière génération est de type exponentiel avec un risque mensuel de première conception de 0,07, c'est-à-dire la forme fonctionnelle  $\exp(-0,07 \cdot t)$ . Cette valeur du risque correspond à une durée médiane de 10 à 11 mois, ce qui correspond approximativement à la durée observée pour cette génération la plus âgée. Ce graphique est similaire à ceux élaborés par Frejka et Calot (2001).

## Modèles complets

Les modèles 2 et 3 ajoutent au modèle simple l'effet de variables de contrôle statiques (niveau éducatif atteint) ou qui affectent la vie du couple et peuvent modifier la vitesse de la transition vers la période de vie reproductive, comme le passage de la cohabitation au mariage, et l'effet des périodes de vie en couple pendant lesquelles la femme étudiée ou bien travaille. Il y a deux versions du modèle complet qui diffèrent par la manière dont est prise en compte l'effet de la variable temps d'études. Dans le modèle 2, le temps d'études est compté depuis l'enfance

jusqu'à la finalisation des études principales, alors que dans le modèle 3, le temps d'études inclut aussi toutes les périodes d'étude postérieures. Nous avons été obligé d'inclure ces deux types d'effet du temps d'études parce que l'enquête FFS de certains pays ne donnait seulement que la date de fin des études principales.

Le but principal recherché avec le modèle complet est de savoir si l'allongement de la période de vie sans enfant pourrait être la conséquence d'un simple effet de composition. En effet, si on démontre que l'allongement de la durée de vie en couple avant la première conception s'explique par le fait que pour les générations les plus jeunes, les couples tendent plus à cohabiter, étudient pendant plus longtemps, et que l'activité des femmes est plus importante, alors on ne pourra pas parler de cette période initiale comme manifestation d'un désir de vie libre d'enfant. Il faudra alors, et au contraire, parler de la nécessité de concilier la vie reproductive avec les nouvelles formes de vie en couple.

Comme on l'a dit, les variables du cadre de vie des couples sont considérées ici afin d'éliminer les effets de composition, c'est-à-dire comme on le ferait avec une standardisation indirecte. Il est cependant intéressant d'analyser la magnitude et la direction des effets de ces variables. On observe que, à partir de l'effet sur le risque de première conception dans la première union<sup>2</sup> :

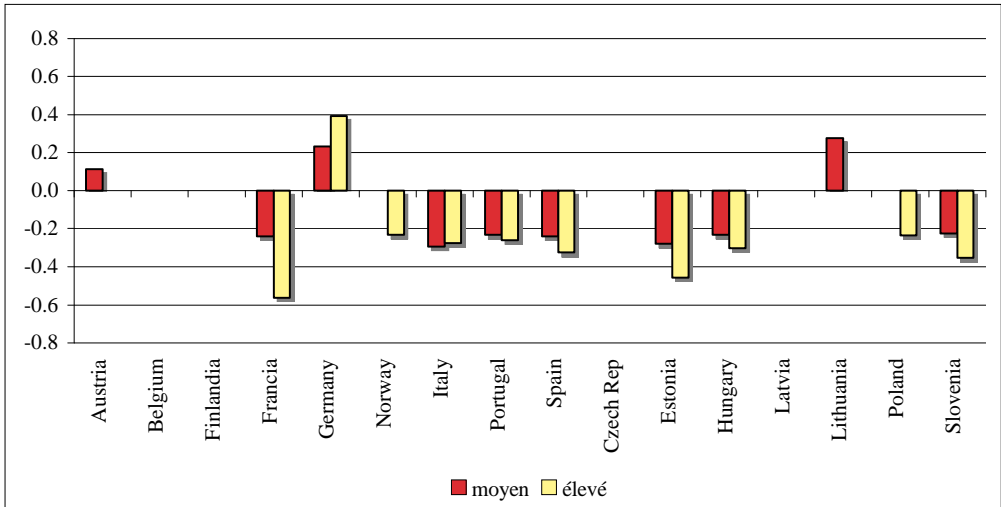
- Les femmes qui ont un niveau d'éducation plus élevé tendent généralement à reculer le départ de la vie reproductive dans leur première union (Graphique 6). Cet effet ne s'explique pas par une différence de l'âge à l'entrée en union, ni par la date de fin des études principales, puisque ces variables entrent dans le modèle. Il y a cependant 3 pays dans lesquels on observe à l'inverse que les femmes avec un niveau d'études moyen tendent à commencer leur vie reproductive dans l'union avant les femmes avec un bas niveau d'études : l'Autriche, l'Allemagne et la Lituanie. L'Allemagne est aussi un cas unique dans le sens que les femmes avec un niveau d'études supérieur sont celles qui tendent à raccourcir le plus la durée de l'intervalle de vie sans enfant (de nouveau, sans que cela soit la conséquence d'un âge plus élevé d'entrée en union).
- L'effet du temps passé en mariage, par rapport au temps en cohabitation, est positif dans tous les cas et accélère l'entrée dans la vie reproductive (Graphique 7). On observe que la magnitude de l'effet est plus forte dans les pays d'Europe occidentale, sauf le cas du Portugal (où l'incidence de la cohabitation était très faible pour les générations étudiées).
- L'effet des périodes d'études est toujours de réduire le risque de première conception dans l'union, que ce soit pour la variable qui tient en compte seulement la période jusqu'à la fin des études principales (Graphique 8), que pour celle qui tient compte de toutes les périodes d'études (Graphique 9). On observe cependant que sa magnitude est moindre que celle de l'effet du mariage, celui-ci opérant toujours à l'inverse de l'effet des études sur le risque de première conception.
- L'effet des périodes d'activité est plus ambivalent, puisqu'il y a autant de pays avec un effet positif qu'un effet négatif sur le risque de première conception. Il faut cependant noter que 3 des 5 cas d'effet positif disparaissent dans la version 3 du modèle, qui tient mieux en compte les effets des études : dans cette version l'effet de l'activité féminine ne serait plus positif qu'en Hongrie et en Slovaquie. Donc l'effet de l'activité féminine serait plutôt de

---

<sup>2</sup> Tous les résultats sont pour le modèle 2, sauf l'effet pour la variable qui tient en compte toutes les périodes d'études, obtenu avec le modèle 3. Il faut noter que les valeurs des coefficients beta pour les deux modèles sont très similaires pour toutes les variables, sauf évidemment pour la variable temps d'études qui est modélisée de façon différente, et aussi la variable temps de travail pour laquelle la valeur du coefficient beta dans le modèle 3, plus complet que le 2, n'est plus significative pour la Finlande, la Norvège et la Pologne, sans grandes modifications de la valeur pour les autres pays.

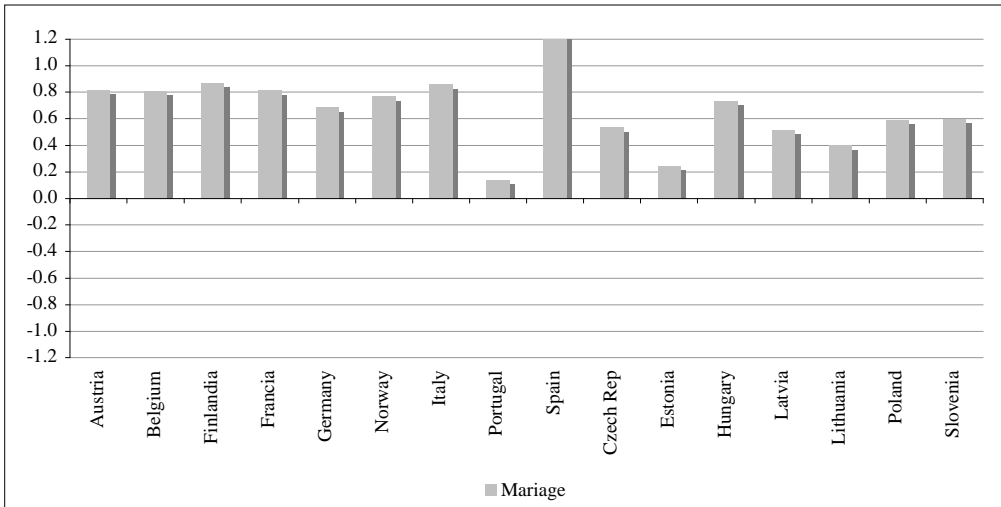
diminuer le risque de première conception, dans le cas des pays d'Europe occidentale, mais également dans le cas de l'Estonie où la magnitude de cet effet est curieusement très élevée.

GRAPHIQUE 6 : EFFET DU NIVEAU D'ÉDUCATION SUR LE RISQUE DE PREMIÈRE CONCEPTION DANS LA PREMIÈRE UNION (EN COMPARAISON AVEC LE NIVEAU D'ÉDUCATION LE PLUS FAIBLE)



Note : Seuls les effets significatifs au seuil de 5% sont retenus.

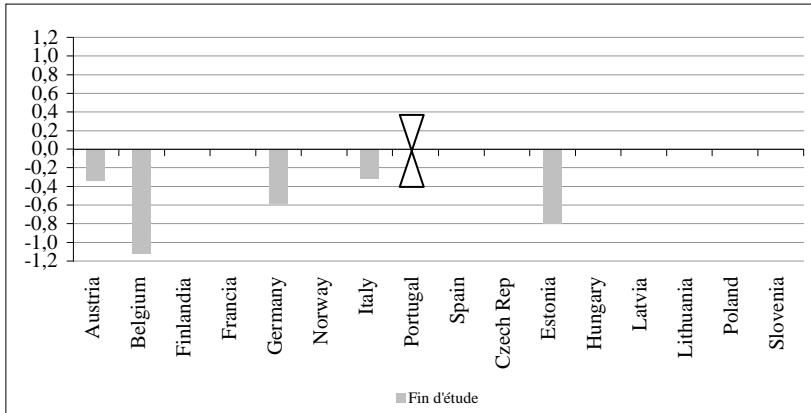
GRAPHIQUE 7 : EFFET DU MARIAGE SUR LE RISQUE DE PREMIÈRE CONCEPTION DANS LA PREMIÈRE UNION (EN COMPARAISON AVEC LA PHASE DE COHABITATION)



Note : Seuls les effets significatifs au seuil de 5% sont retenus.

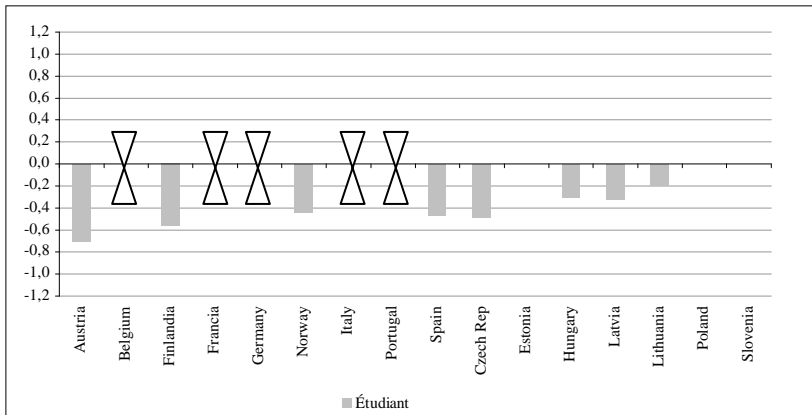


GRAPHIQUE 8 : EFFET DU TEMPS PASSÉ JUSQU'À LA FIN DES ÉTUDES PRINCIPALES SUR LE RISQUE DE PREMIÈRE CONCEPTION DANS LA PREMIÈRE UNION (EN COMPARAISON AVEC LES PÉRIODES POSTÉRIEURES À LA DATE DE FIN D'ÉTUDES)



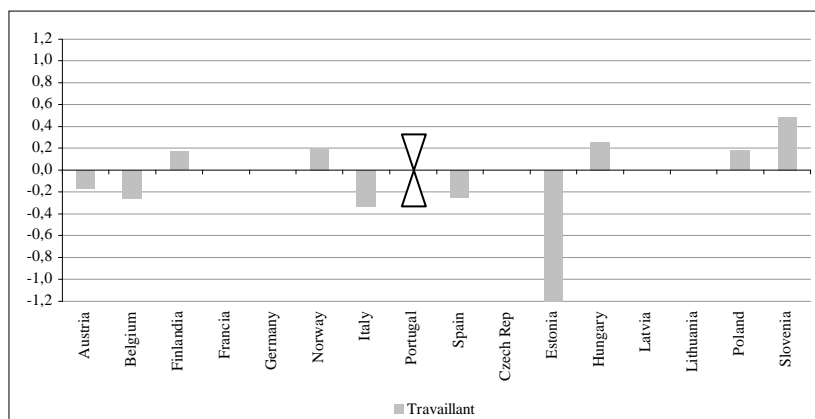
Note : Le symbole en X indique que l'effet de la variable ne peut pas être mesuré pour le pays. Seuls les effets significatifs au seuil de 5% sont retenus.

GRAPHIQUE 9 : EFFET DU TEMPS PASSÉ EN ÉTUDES SUR LE RISQUE DE PREMIÈRE CONCEPTION DANS LA PREMIÈRE UNION (EN COMPARAISON AVEC LES PÉRIODES PENDANT LESQUELLES LES FEMMES N'ÉTUDIENT PAS)



Note : Le symbole en X indique que l'effet de la variable ne peut pas être mesuré pour le pays. Seuls les effets significatifs au seuil de 5% sont retenus.

GRAPHIQUE 10 : EFFET DU TEMPS PASSÉ TRAVAILLANT SUR LE RISQUE DE PREMIÈRE CONCEPTION DANS LA PREMIÈRE UNION (EN COMPARAISON AVEC LES PÉRIODES PENDANT LESQUELLES LES FEMMES NE TRAVAILLENT PAS)



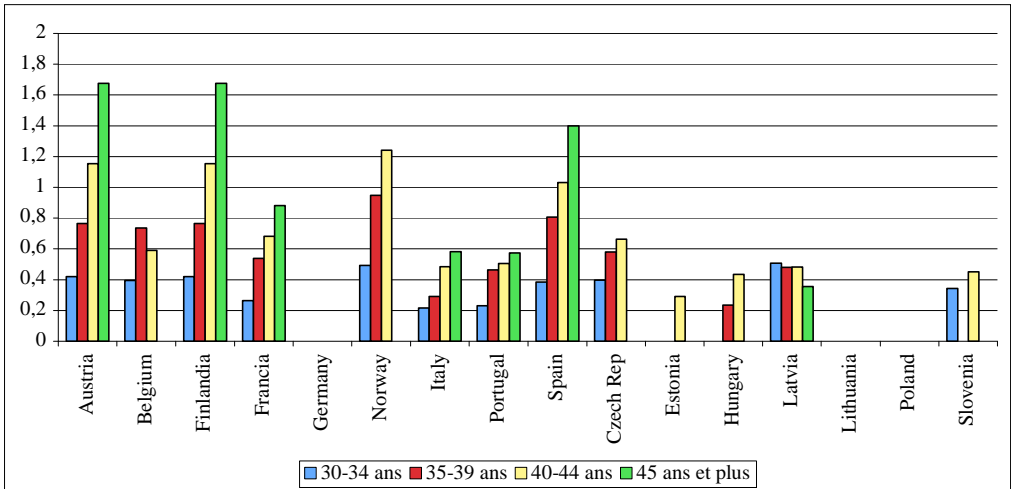
Note : Le symbole en X indique que l'effet de la variable ne peut pas être mesuré pour le pays. Seuls les effets significatifs au seuil de 5% sont retenus.

### L'allongement de la période de vie sans enfants est-il une conséquence de la déstandardisation du cycle de vie?

Si on compare maintenant les niveaux de l'effet de cohorte dans le modèle 1 et le modèle 2 (Graphique 11), on a une première réponse à cette question. On observe ainsi, dans le modèle simple, que l'effet de l'appartenance à une génération plus âgée que celle des femmes de moins de 30 ans au moment de l'enquête est d'augmenter considérablement le risque d'une première conception, dans la première union. Ceci est vrai pour tous les pays d'Europe occidentale, moins l'Allemagne, et certains pays d'Europe orientale, surtout la République Tchèque et la Lettonie. Mais une fois introduites les variables qui pourraient expliquer ces différences entre génération par un effet de composition, on constate que ces différences sont bien moindres, puisqu'elles disparaissent quasiment en Autriche et en France, et se réduisent beaucoup en Finlande et en Norvège. Par contre, ces effets de composition ne changent pas beaucoup les choses pour les pays méditerranéens, la République Tchèque et la Lettonie. Au vu du jeu de ces variables de composition, abordé auparavant, et du fait que son incidence est beaucoup plus forte dans les 4 pays pour lesquels on observe la plus grande réduction de l'effet de génération, c'est le rôle de la cohabitation qui est le premier candidat pour expliquer la réduction de cet effet. Ceci est pleinement confirmé à partir d'une version modifiée du modèle 1 dans laquelle on ajoute le seul effet du mariage : l'effet de génération a des valeurs très proches de celui obtenu à partir du modèle complet (les résultats ne sont pas montrés ici).

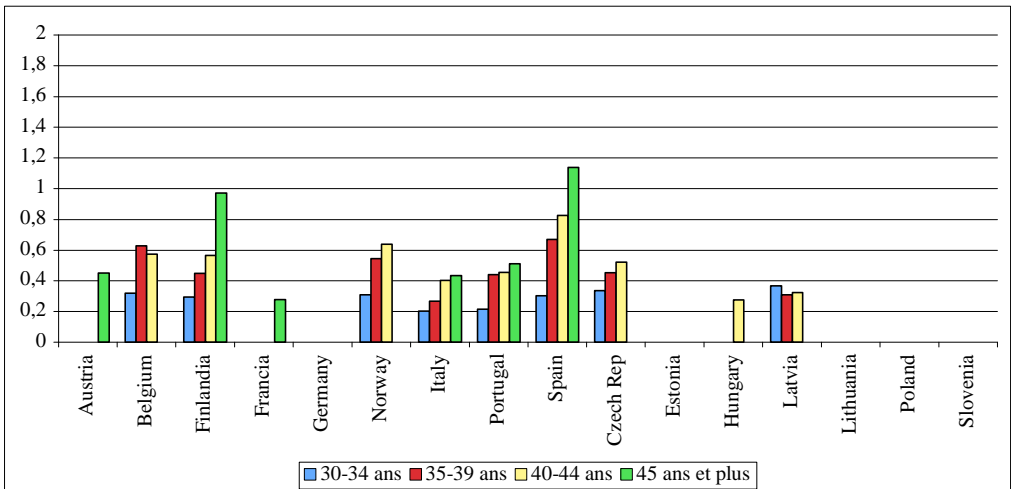
GRAPHIQUE 11 : EFFET DE L'APPARTENANCE À UNE GÉNÉRATION DE FEMMES ÂGÉES DE PLUS DE 30 ANS AU MOMENT DE L'ENQUÊTE EN COMPARAISON AVEC LES FEMMES DE MOINS DE 30 ANS SUR LE RISQUE DE PREMIÈRE CONCEPTION DANS LA PREMIÈRE UNION (EFFET AU DÉPART DE L'UNION)

### Modèle 1 (simple)



Note : Seuls les effets significatifs au seuil de 5% sont retenus.

### Modèle 2 (avec variables de contrôle statiques et dynamiques)



Note : Seuls les effets significatifs au seuil de 5% sont retenus.

### Limitations de la modélisation

Les carences principales du modèle utilisé sont les suivantes, en ordre d'importance :

- Les couples pour lesquels la conception est antérieure à l'union sont exclus de l'analyse, ce qui crée de nombreux problèmes : en premier lieu cela réduit de façon considérable le

nombre de couples; en second lieu il y a peut-être un effet de sélection, qui existerait dans le cas où l'existence de ces cas serait dépendant de la valeur des variables du modèle ; en dernier lieu, les femmes qui ont eu une conception antérieure à l'union sont probablement plus fécondes que les autres, ce qui contribue à une réduction du risque observé de conception pour les couples pour lesquels la conception est postérieure.

- L'effet de la cohabitation est suffisamment important et universel pour demander un effort de modélisation plus complexe, qui tiennent en compte le niveau de celle-ci, et le cas des couples qui débute l'union par un mariage, ainsi que le cas des mariages qui se produisent autour de la première conception (puisque cela signifie alors que c'est le mariage qui est expliqué par la conception, et non l'inverse).
- Le retard du départ de la vie reproductive reflète l'existence d'au moins deux groupes de couples : ceux qui n'utilisent pas de moyens de contraception après l'union, et ceux qui en utilisent durant une certaine période. Il conviendrait peut-être de changer la modélisation de la durée pour tenir compte de cet effet d'hétérogénéité, puisque, si on n'en tient pas compte, on est conduit à une estimation incorrecte du niveau du risque de première conception en fonction de la durée de l'union.
- L'effet de la variable niveau d'éducation dans le modèle devrait être modifié de telle manière à ce que ce niveau soit variable jusqu'à ce que la femme atteigne le niveau le plus élevé d'études indiqué.
- Les variables temps d'études et temps de travail ne tiennent pas en compte les cas où ces activités sont à temps partiel, et les cas où la femme étudie et travaille en même temps.

## Conclusions

L'analyse antérieure confirme donc l'hypothèse initiale, c'est-à-dire l'existence d'une période de vie sans enfant pour les couples les plus jeunes de la totalité des pays d'Europe occidentale analysés ici, d'une durée qui dépasse 30 mois pour la moitié des couples. On observe également que cette période s'allonge pour les générations les plus jeunes, quoiqu'en Allemagne, en Autriche et en Belgique les générations les plus anciennes ont également vécu cette longue période initiale de vie sans enfants. Le cas des couples des pays d'Europe Orientale est très différent, puisque non seulement l'intervalle entre la première union et la première conception est beaucoup plus court, mais aussi parce que la proportion de femmes qui ont une première conception avant le départ de l'union est souvent plus importante que la proportion qui a expérimenté la séquence inverse. C'est cet allongement de la période de vie sans enfant qui explique le retard de l'âge à la première maternité dans les pays d'Europe de l'Ouest et du Nord pour les générations étudiées, puisque l'on constate que leur âge à l'entrée en union ne varie pas.

L'utilisation d'un modèle de microsimulation des paramètres biologiques permet de préciser que cette période de vie en couple sans enfant est indissolublement liée à l'usage de moyens de contraception afin de reculer le départ de la vie reproductive. L'utilisation d'un modèle statistique permet d'étudier de façon précise les caractéristiques de cette période initiale de vie des couples sans enfant. On observe qu'elle est la résultante de deux forces antagoniques : d'une part la tendance des couples à retarder le départ de leur vie reproductive, et d'autre part un désir de fécondité largement inchangé qui s'exprime par la propension à récupérer le temps perdu, afin que la proportion de femmes sans enfant n'augmente pas en fin de vie féconde.

Cet allongement de la période de vie en couple sans enfant est en partie liée à la cohabitation et au fait que de nombreuses femmes continuent leurs études pendant leur vie en union, ou encore que leur taux d'activité augmente. Mais ces facteurs nouveaux sont loin d'expliquer l'intégralité du phénomène, qui pourrait donc être la manifestation d'un changement

important, puisque les jeunes couples semblent retarder consciemment la venue des enfants, ce qui provoque l'apparition d'une phase initiale de vie en couple inédite par rapport aux générations passées.

Si on se replace maintenant dans le cadre des déterminants des changements de comportement, les facteurs de l'allongement de la période de vie sans enfant semblent liés à la modification du cadre de vie social et culturel (cohabitation, allongement des études) et aussi à un changement de conception des couples qui donnerait lieu à une modification de leurs priorités au départ de l'union.

## BIBLIOGRAPHIE

- BAIZÁN, P., AASSVE, A. BILLARI, F.C. 2003. « Cohabitation, Marriage, and First Birth : The Interrelationship of Family Formation Events in Spain ». *European Journal of Population*, 19, 147–169.
- BERRINGTON A., 2001. « Entry Into Parenthood and the Outcome of Cohabiting Partnerships in Britain », *Journal of Marriage and Family* 63 : 80–96.
- BILLARI F.C., CASTIGLIONI M., CASTRO MARTIN T., MICHIELIN F., ONGARO F., 2000. « Household and Union Formation in a Mediterranean Fashion : Italy and Spain », *FFS Flagship Conference*.
- BILLARI, F.C., KOHLER H.-P., 2002. « The impact of union formation dynamics on first births in West Germany and Italy : are there signs of convergence ? », in Klijzing E., M. Corijn (eds), *Fertility and Partnership in Europe : Findings and Lessons from Comparative Research*, Vol. II. New York/Geneva : United Nations : 43-58.
- BILLARI, F.C., ROSINA A., 2004. « Italian latest-late transition to adulthood : an exploration of its consequences on fertility », *Genus* 60, 1.
- BONGAARTS, J., POTTER, R.G. 1982. *Behavior, biology and fertility behavior : an analysis of the proximate determinants*, New York, Academic Press.
- BUCHMANN M., 1989. *The Script of Life in Modern Society. Entry Into Adulthood in a Changing World*, The University of Chicago Press, Chicago/London.
- COALE, A. J., TRUSSELL T. J., 1974. « Model fertility schedules : variations in the age structure of childbearing in human populations ». *Population Index* 40 (2) : 185-258.
- DE ROSE A., RACIOPPI F., 2001. « Explaining voluntary low fertility in Europe : a multilevel approach », *Genus LVII*, 1 : 13-32.
- FREJKA, T., CALOT G. 2001. « Cohort reproductive patterns in low-fertility countries », *Population and Development Review*, 27 (1) : 103-132.
- HENRY, L., 1953. *Fécondité des mariages : nouvelle méthode de mesure*. Paris, Cahier de l'INED n° 16, Presses Universitaires de France.
- KIERNAN K., 1999. « Cohabitation in Western Europe », *Population Trends*, 26 : 25-32.
- KOHLER, H. P., BILLARI F. C., ORTEGA J. A., 2002. « The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s », *Population and Development Review* 28, 4 : 641-680.
- LESTHAEGHE R., 2000. *Europe's demographic issues : fertility, household formation and replacement migration*, Population Division Department of Economic and Social Affairs United Nations Secretariat, New York, 16-18 October 2000.

- MANNING W. D., 1995. « Cohabitation, marriage, and entry into motherhood », *Journal of Marriage and the Family* 57 (1) : 191-200.
- PAGE, H. J., 1977. « Patterns underlying fertility schedules - A decomposition by both age and marriage duration ». *Population Studies* 31 (1) : 85-106.
- PINNELLI A., DE ROSE A., DI GIULIO P., ROSINA A. 2002. « Interrelationships between partnership and fertility behavior », in Macura, M. and G. Beets (eds.). *Dynamics of Fertility and Partnership in Europe. Insights and Lessons from Comparative Research. Vol. I*. New York/Geneva : United Nations : 77-98.
- RINDFUSS R. R., MORGAN S. P., SWICEGOOD G., 1988. *First Births in America : Changes in Timing of Parenthood*, University of California Press, Berkeley.
- STEELE F., KALLIS C, GOLDSTEINK H., 2004. *Multilevel Multiprocess Modelling of Partnership and Childbearing Event Histories*, SSC Annual Meeting, May 2004, Proceedings of the Survey Methods Section.

