

L'enfant ciment du couple ou le couple comme ciment de la relation du père à l'enfant ? Quelques enseignements de l'enquête rétrospective du Panel Suisse de Ménages¹

Gilbert Ritschard et Claudine Sauvain-Dugerdil
Laboratoire de Démographie et d'études familiales

1. Introduction et cadre théorique

Le lien entre mariage et procréation – obligé, nécessaire, réciproque, distendu, rompu – a été l'objet de nombreux travaux en sciences sociales et humaines. Ce lien ne peut toutefois être appréhendé de façon pertinente que dans la perspective des asymétries de genre. Le lien entre l'enfant et sa mère n'est que rarement remis en question et, jusqu'à récemment, dans la plupart des sociétés, c'est en devenant mère que l'épouse est une bonne épouse. L'époux ne se définit guère par la paternité, mais, en revanche, il a besoin des liens du mariage pour assurer son lien à l'enfant. Si la femme doit assurer la descendance indispensable à la cohérence du couple, depuis déjà longtemps des travaux comme ceux de Françoise Héritier (1996) ont mis en évidence que c'est à travers le mariage que les hommes sont pères (dans la plupart des sociétés, « la règle fait du mari de la mère le père des enfants »). On peut alors se demander dans quelle mesure, dans un contexte dans lequel la maternité n'est plus, pour les femmes, la seule façon d'être reconnue dans la société et le lien conjugal se fragilise, l'enfant est toujours au cœur de la solidité de la relation conjugale.

Des travaux récents mettent l'accent sur le rôle de l'enfant comme générateur de liens, l'enfant est un « focus » qui crée des activités et des intérêts partagés qui recomposent les relations, en particulier entre les conjoints (Widmer, Levy, Kellerhals 2005, Feld 1981). L'étude de Jean Kellerhals et de ses collègues sur le fonctionnement des couples apporte toutefois une image plus ambiguë (Kellerhals et al. 2004, Widmer et al. 2003). La venue de l'enfant est associée à une clôture et une plus grande fusion du couple, mais à des modes de régulation plus sexués. La parentalité apparaît aussi comme porteuse de difficultés (en particulier en matière d'éducation et de maintien de la vie de couple), de soucis pour l'enfant, de dispute avec l'enfant et pour un tiers des couples au moins, la venue de l'enfant est associée à un fort sentiment de sacrifice (Widmer et al 2003, p.153). Lorsque l'union se fragilise l'enfant peut aussi être une source supplémentaire de conflit.

En Suisse, le mariage est de plus en plus tardif, mais il reste lié à la venue de l'enfant. Le taux spécialement bas de naissances hors mariage², malgré une très longue période de cohabitation pré-nuptiale, témoigne de liens forts à cet égard. Le peu de droits que la législation suisse donne au père d'un enfant né hors mariage joue certainement un rôle important. Néanmoins de nombreux indices en Suisse et dans les pays voisins, témoignent de

¹ Etude réalisée avec les données collectées dans le cadre du projet « Vivre en Suisse 1999-2020 » piloté par le Panel Suisse de Ménages (PSM) de l'Université de Neuchâtel et de l'Office fédéral de la statistique (OFS).

² Et la quasi absence de naissances sans cohabitation entre les parents.

l'importance d'une union stable pour la mise en œuvre du projet d'enfant. En France, si depuis la légalisation de l'avortement dans les années 1970, les mariages obligés pour cause de grossesse ont disparu, en revanche les raisons évoquées pour interrompre une grossesse montrent que l'arrivée de l'enfant est de plus en plus conditionnée par une exigence de stabilité du couple. Une raison majeure évoquée par les femmes qui recourent à l'IVG est que la relation n'est pas durable ou que l'homme ne possède pas les attributs souhaitables pour un père (Bajos et al. 2002, Bajos et al 2004).

L'analyse des données de l'enquête suisse sur la famille nous a conduit à conclure que la proportion particulièrement élevée de femmes qui restent sans enfant est à mettre en relation avec la difficulté de concilier la maternité et de nouvelles aspirations des femmes, notamment en matière de carrière professionnelle, mais que la question clé, en amont de celle du projet d'enfant, est celle d'une vie conjugale stable (Sauvain-Dugerdil 2005). D'autre part, les opinions exprimées dans cette même enquête réalisée en 1994/95 montraient que l'enfant reste perçu comme un facteur de solidité du couple. La moitié des personnes interrogées mentionnent que « Avoir des enfants consolide ma relation avec ma partenaire » comme une raison d'avoir des enfants, évoquée aussi bien par les personnes qui n'ont pas encore d'enfants ou en ont déjà. Elle est néanmoins rarement évoquée comme la raison la plus importante et apparaît le fait de milieux « relevant du familialisme et de la tradition, pour lesquels le couple n'existe vraiment qu'à partir du moment où il se donne un enfant » (Coenen-Huther 2005). Surtout ce que montrent ces données, lorsqu'elles sont analysées séparément pour les hommes et les femmes, c'est que c'est avant tout pour les hommes que l'enfant apparaît comme ciment du couple. L'analyse des données suisses va dans le même sens que les observations faites aux Etats Unis et en France à partir des données des enquêtes sur la fécondité (Goldscheider et al. 2000; Toulemon et al. 2000) qui mettent en évidence les différences de signification de la parentalité entre les femmes et les hommes. Dans un contexte de fragilisation des unions, le lien entre le père et l'enfant devient vulnérable et, à cet égard, le coût du divorce est plus élevé pour les hommes. Ce n'est alors pas l'enfant qui est ciment du couple, mais le couple et son maintien, qui est ciment de la relation entre le père et son enfant. C'est cette hypothèse que nous tentons de vérifier dans le présent travail.

Cette interrogation ne peut se concevoir que dans une perspective de rationalité conditionnelle du projet de vie, reconnue depuis quelques années en démographie (De Bruijn 1999). Jean Kellerhals a, à cet égard, été pionnier en introduisant la notion de projet situé dans l'étude sur la parentalité qu'il avait publiée avec Michel Bassand en 1975. Les écarts entre la famille idéale, le projet individuel et la famille réalisée témoignent du fait que le projet d'enfant n'est ni une notion abstraite, ni un projet établi au début de la vie d'adulte. Le projet d'enfant est planifié par rapport à un projet qui n'est rien d'autre que la perception que les couples ont du rôle de l'enfant pour leur vie (Bassand et Kellerhals 1975). Le souhait d'enfant est situé temporellement, il dépend de l'histoire individuelle et des conditions du moment, notamment de la signification donnée à la relation de couple (voir aussi Widmer et al. 2003).

Nous entendons ici étudier, d'un point de vue longitudinal, l'impact de la présence des enfants sur la cohésion du couple sur la base des données de l'enquête biographique rétrospective menée par le Panel suisse de ménages (PMS) en 2002. Malgré la richesse de cette source de données, nous restons évidemment limités par son contenu. Ainsi, le seul indicateur relatif à la cohésion dont nous disposons est la rupture du mariage par divorce ou séparation. De même, si nous avons des indications sur les épisodes de vie en présence d'enfants, et donc la date d'arrivée du premier enfant et du départ du dernier enfant, nous

n'avons pas d'indication sur le nombre ni sur l'âge des enfants présents. Nos résultats empiriques concernent dès lors principalement la façon dont la présence ou le départ des enfants module le risque de séparation. Il est à noter également que si ces données biographiques incluent des personnes qui ont vécu leur premier mariage avant la seconde guerre, elles ne comprennent cependant, par leur nature, que celles qui sont encore vivantes à la date de l'enquête.

2. Les données biographiques du PMS

Le Panel Suisse de Ménages a réalisé en 2001/2002 une enquête biographique rétrospective d'une richesse exceptionnelle portant notamment sur la vie familiale (avec qui vivez-vous ?), l'état-civil, la formation et la carrière professionnelle. Une enquête pilote avait été réalisée en 2001 (860 questionnaires remplis) et l'enquête proprement dite a eu lieu en 2002 (4700 questionnaires remplis). Pour notre étude, nous nous limitons aux données de l'enquête 2002, le questionnaire de 2001 étant insuffisamment précis sur la présence des enfants qui est au cœur de ce travail.

Les répondants au questionnaire biographique représentent un sous-ensemble des personnes participant à l'enquête par panels. On est ainsi à même de compléter les données biographiques par les informations de la vague 2002 du panel. Il convient toutefois de souligner que l'utilisation de ces informations supplémentaires en conjonction avec les données biographiques requiert la plus grande prudence. En effet, les données de la vague 2002 reflètent la situation des individus au terme du parcours de vie décrit par l'enquête biographique. Ils ne sauraient dès lors constituer, en règle générale, des déterminants des parcours de vie individuels. Nous ne retenons ainsi de cette masse d'information que des caractéristiques qui peuvent être considérées comme représentatives de l'état des individus au début de leur parcours de vie. Par exemple, nous exploiterons la religion, la pratique religieuse et la langue du questionnaire en 2002 comme indicateurs *proxy* de l'environnement culturel.

Il est important de noter que s'il est théoriquement possible de repérer pour chaque individu les données relatives à son partenaire, ce couplage n'est possible que pour la situation au moment des enquêtes par panels, soit depuis 1999 à 2002. En particulier, les données disponibles ne permettent pas de relier les parcours de vie d'époux qui ont divorcé avant 1999. En conséquence, dans notre étude, nous ne sommes pas à même de tenir compte de la situation du partenaire.

La présente analyse ne retient que les personnes qui ont été mariées au moins une fois. Après avoir en outre éliminé une centaine de cas douteux³, nous considérons ici 3070 parcours de vie, parmi lesquels les femmes sont légèrement sur-représentées 53,9 % (Tableau 1). Ces personnes sont nées entre 1909 et 1981, leurs histoires familiales s'étalent donc de l'entre deux guerres jusqu'à la fin du siècle. Parmi les individus retenus, 17,6 % ont connu la rupture de leur premier mariage par séparation ou divorce, environ les trois quarts ont eu au moins un enfant et un quart a déjà vécu le départ du dernier enfant. Seuls 4,1% ont cohabité avec les enfants du partenaire et moins de 2% avec des enfants adoptés.

³ On a relevé par exemple des dates de naissance ou même des sexes dans le questionnaire biographique qui diffèrent des indications données dans l'enquête par vague, ou encore des événements qui ont lieu avant la naissance.

Tableau 1 – Caractéristiques des données retenues (individus ayant été marié)

	hommes		femmes		Total	
Total	1414		1656		3070	
Rupture 1er mariage	231	16.3%	308	18.6%	539	17.6%
Vécu avec enfant						
biologique	1054	74.5%	1215	73.4%	2269	73.9%
de partenaire	71	5.0%	54	3.3%	125	4.1%
adopté	29	2.1%	24	1.4%	53	1.7%
Vécu départ dernier enfant						
biologique	378	26.7%	406	24.5%	784	25.5%
de partenaire	30	2.1%	22	1.3%	52	1.7%
adopté	9	0.6%	9	0.5%	18	0.6%

Compte tenu de la nature des données, nous nous appuyons pour notre étude sur les instruments de l'analyse de biographies (Event History Analysis). Nous procédons en deux étapes :

- Dans un premier temps, nous proposons un examen exploratoire de quelques caractéristiques en matière de conjugalité et de parentalité au moyen de courbes de « survie ». Celles-ci (voir par exemple Hosmer et Lemeshow 1999, chap. 2) reflètent l'évolution avec la durée t de la probabilité de rester dans l'état initial en t , par exemple rester marié après t années de mariage. Bien que nous nous intéressions prioritairement à la durée du mariage jusqu'à une éventuelle rupture, l'examen de quelques autres durées (intervalle protogénésique, âge au premier enfant, ...) s'avère également instructive. Les durées examinées sont tronquées à la date de l'enquête ou lorsque l'épisode est interrompu par un événement autre que celui d'intérêt.⁴ En particulier, les durées de mariage seront considérées comme tronquées pour les veufs et veuves ainsi que pour les gens encore mariés au moment de l'enquête. Nous examinons les différences dans les courbes de survie selon quelques caractéristiques, en particulier le sexe et les cohortes de naissance.
- Dans un second temps, nous étudions l'influence conjointe d'une série de caractéristiques sur le risque de rupture de l'union. Nous avons estimé à cette fin un modèle d'analyse biographique en temps discret. Il s'agit d'une régression logistique pour le risque instantané⁵ de rupture réalisée sur des données organisées sous forme personnes-années où chaque individu figure une fois pour chacune des années où il est exposé au risque de rupture, c'est-à-dire pour chaque année de mariage (voir par exemple Yamaguchi 1991, chap. 2). Ce modèle logistique permet de caractériser l'effet propre de la présence d'enfants en contrôlant pour la situation de la personne concernée en chaque instant t .

3. Risque de rupture du premier mariage et présence d'enfant

Les données biographiques du panel des ménages confirment la montée des divorces et le fait que les ruptures d'unions sont plus fréquentes parmi les personnes ayant fait des études supérieures. L'examen des courbes de survie de la durée du mariage selon la cohorte de naissance montre en effet que, parmi les plus âgés, la probabilité de ne pas connaître de

⁴ Les cas concernés ne restent exposés au risque que jusqu'à la troncature.

⁵ Probabilité de connaître la rupture la t -ème année de mariage pour ceux restés mariés jusque là.

séparation est considérablement plus élevée et que l'écart entre les cohortes s'accroît avec la durée de l'union. En outre, la dissolution du mariage a tendance à intervenir plus tôt pour les cohortes plus jeunes. L'écart se creuse essentiellement entre la cohorte la plus âgée et les autres, tendance plus marquée chez les femmes. C'est ainsi que 10 ans après le mariage, 95% des femmes nées en 1942 ou avant sont toujours en union, 91% de celles nées entre 1943 et 1953, 86% de celles nées en 1953 et après. En d'autres termes, elles ont une probabilité de 5%, 9% et 14% d'avoir connu une séparation; 20 ans après le mariage ces probabilités sont respectivement de 12%, 19% et 24% (fig. 1).

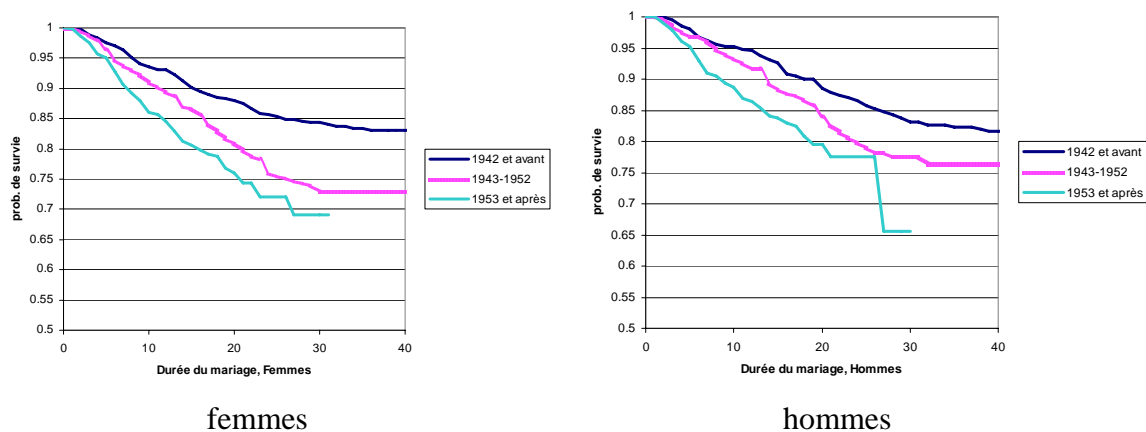


Fig. 1 – Durée du mariage, selon cohorte de naissance.

Le risque de rupture est directement proportionnel au niveau de scolarisation atteint (fig. 2). Chez les femmes les trois niveaux considérés se distinguent clairement tant en matière de précocité qu'en matière d'intensité. A 40 ans, près de la moitié (45%) des femmes mariées ayant un diplôme universitaire ont connu une séparation, alors que c'est le cas de 35% de celles qui ont acquis une formation professionnelle supérieure et de seulement 23% de celles qui n'ont pas dépassé le niveau secondaire (collège et formation professionnelle de base). En revanche, chez les hommes, ces deux derniers groupes ne se distinguent pas, ce ne sont que les universitaires qui ont des unions plus fragiles.

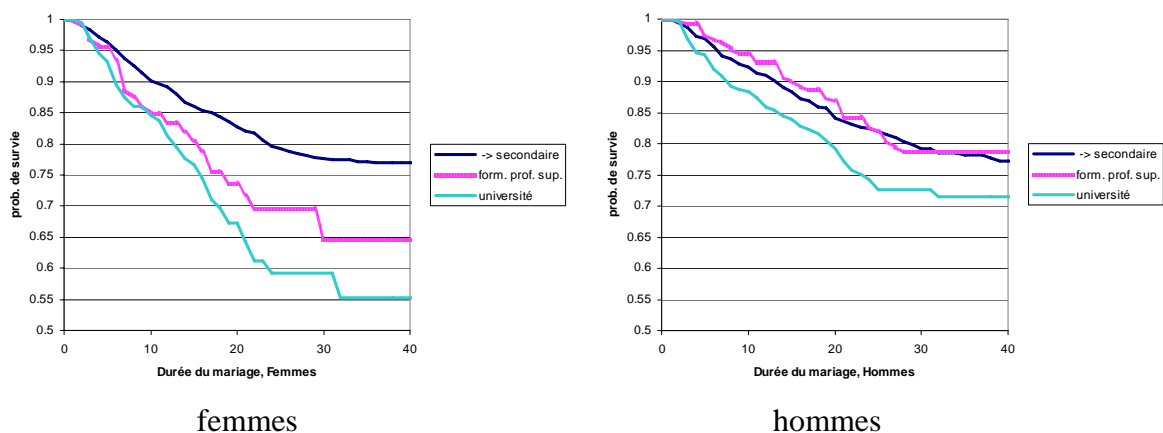


Fig. 2 – Durée du mariage, selon niveau de scolarisation atteint.

Nous avons vu (tableau 1) que près des trois-quarts des personnes interrogées ont eu au moins un enfant. Dans toutes les générations étudiées, l'enfant n'arrive quasiment pas avant

20 ans, 10% des femmes deviennent mères avant 22-23 ans et 10% des hommes avant 23-24 ans. La proportion de femmes ayant eu des enfants après 35 ans passe de 36 à 24% (36 à 27% pour les hommes) entre la génération la plus âgée et la plus jeune. La moitié des individus ont eu leur premier enfant durant leurs trois premières années de mariage (fig. 3). Cinq ans après avoir convolé, les deux tiers des individus ont eu un enfant, proportion qui s'accroît au fil des cohortes. Ainsi, si le mariage est de plus en plus tardif, en revanche parmi les générations plus jeunes, il est plus rapidement suivi d'une naissance.

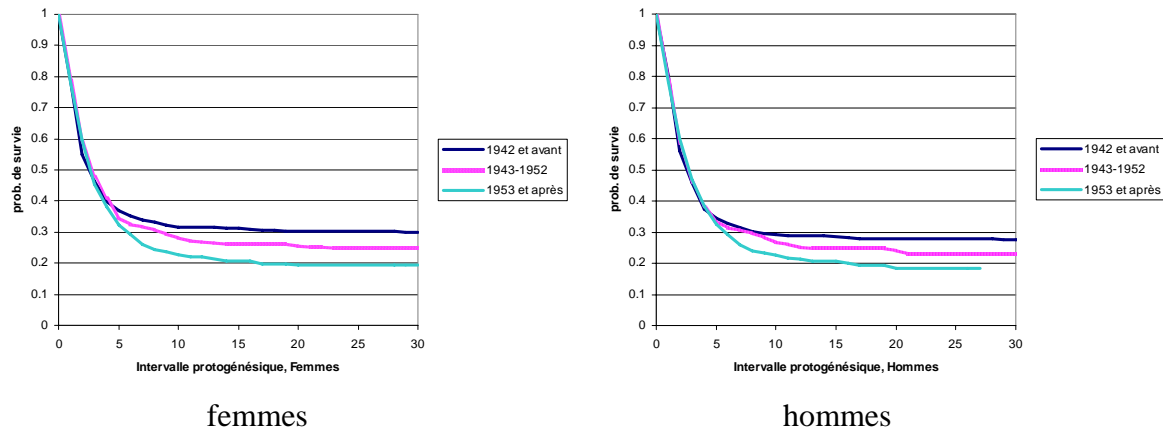


Fig. 3 – Durée entre mariage et première naissance (intervalle protogénésique).

La figure 3 montre aussi qu'une proportion importante de couples reste sans enfant, mais qu'elle diminue dans les générations plus récentes. Cette tendance est en contradiction avec ce qui est connu des évolutions de l'infécondité dans la population générale en Suisse⁶. Elle rejoint toutefois l'observation que nous avons faite dans notre analyse de l'enquête suisse sur la famille (Sauvain-Dugerdil 2005), à savoir que parmi les femmes mariées, cette proportion avait tendance à diminuer dans les générations plus jeunes. Toutefois, le niveau de l'infécondité est ici étonnamment élevé, plus du double de ce qui était le cas pour les femmes mariées interrogées dans l'enquête suisse sur la famille. On peut donc penser que les personnes sans enfant seraient sur-représentées dans l'échantillon considéré, soit par un biais d'échantillonnage soit par un effet de sélection (les décès étant plus précoces parmi les personnes mariées avec enfant que celles sans enfant).

L'analyse par cohorte montre aussi que, dans les générations les plus récentes les enfants sont plus jeunes au moment de la séparation (fig. 4), l'évolution temporelle étant plus marquée chez les femmes. Environ 10% des femmes nées après 1953 ont connu le divorce avant que leur aîné n'ait 10 ans contre environ 5% pour les générations plus âgées.

⁶ Dans la population de la Suisse en général, la proportion de femmes restant sans enfant avait diminué depuis les générations nées au début de la Seconde Guerre mondiale pour passer au-dessous des 20% parmi les générations nées entre 1935 et 1950, et augmente régulièrement depuis lors pour atteindre un quart dans les générations nées dans les années 1960 (Calot et al. 1998).

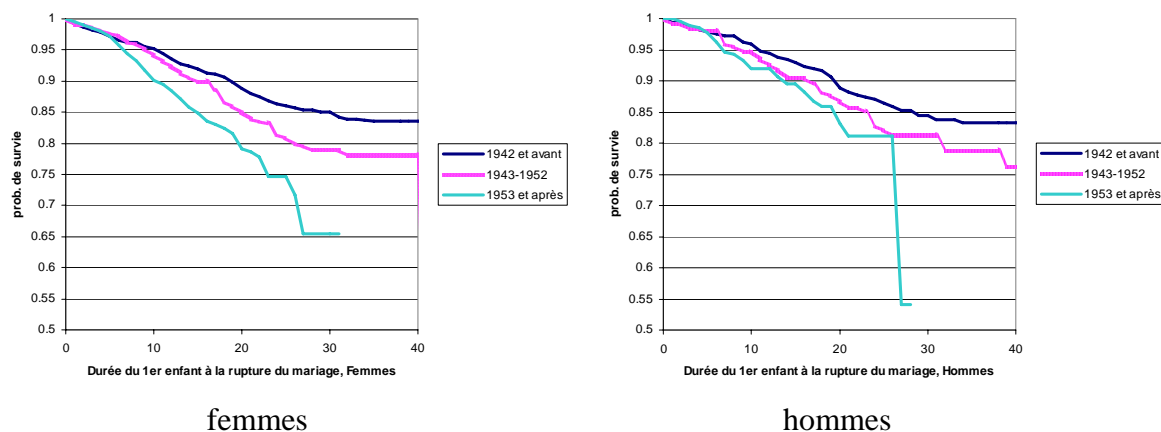


Fig. 4 – Durée premier enfant et rupture du mariage, selon le sexe de l’enquêté.

A 55 ans, la moitié des mères (à 59 ans, la moitié des pères) ont vu leur dernier enfant quitter la maison parentale (fig. 5). Ce moment de la décohabitation est toutefois fort étalé. Dans la cohorte la plus âgée pour laquelle les informations sont suffisamment complètes, un quart des départs est vécu avant 51 ans et un quart après 65 ans (53 et 67 ans pour les hommes). Parmi les femmes de la cohorte intermédiaire, (nées entre 1943 et 1952), le départ apparaît un peu plus précoce; ces mêmes générations ayant eu leur premier enfant plus tôt; elles n'appartiennent pourtant plus vraiment aux générations du baby boom, mais à ses derniers soubresauts. Dans la ligne de ce que montre d'autres travaux, le départ des enfants a tendance à être plus tardif pour les générations récentes.

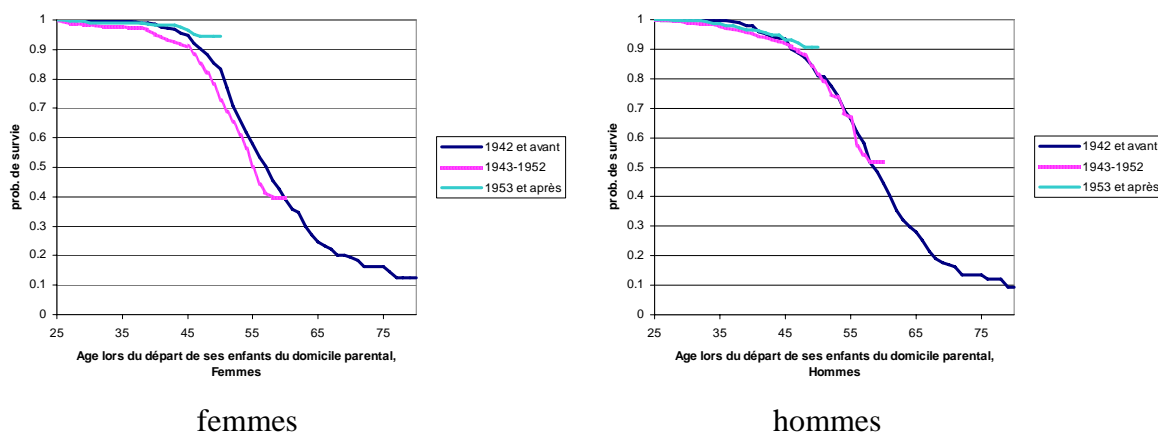


Fig. 5 – Age au départ du dernier enfant (biologique), selon la cohorte de naissance.

Pour en venir à notre problématique de l’effet de la présence de l’enfant sur le divorce, un premier examen nous indique que la proportion de gens qui ont connu un divorce est légèrement supérieure parmi ceux qui n’ont pas eu d’enfants (20%) que parmi ceux qui sont devenus parents (16.7%). La différence observée concerne en fait les hommes comme l’illustre les courbes de survie (du mariage) représentées à la figure 6. Si le fait d’avoir eu au moins un enfant limite le risque de divorce des hommes, on constate en effet que pour les femmes, l’enfant semble simplement retarder la séparation, le risque final restant le même pour les femmes qui ont eu un enfant et celles qui n’en ont pas eu. Ces résultats concordent donc avec les observations faites notamment en France (Toulemon et al. 2000) sur la différence de genre en matière du rôle de l’enfant comme ciment du couple.

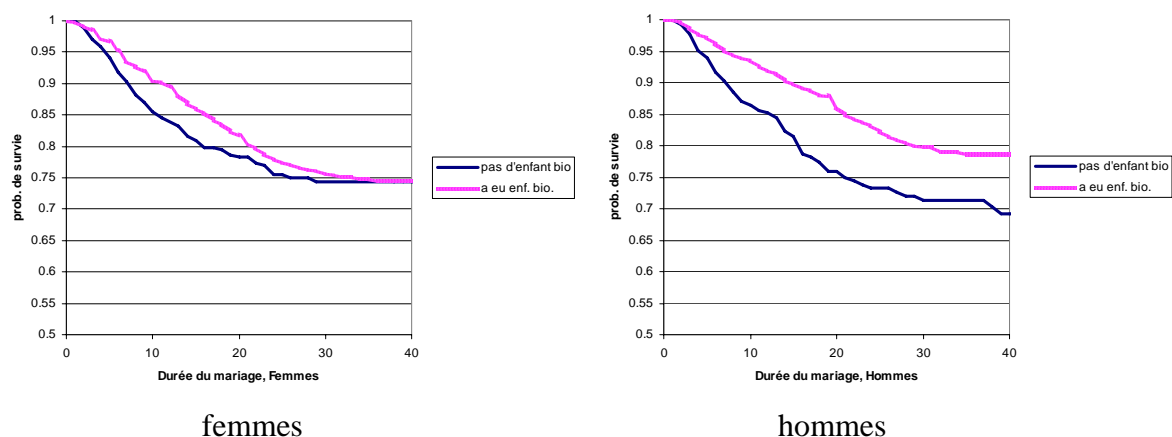


Fig. 6 – Durée du mariage selon qu'on a ou non un enfant, par sexe.

On constate un effet de genre encore plus marqué lorsque l'on compare le risque de rupture d'union chez les parents dont les enfants sont partis, par rapport à ceux qui n'ont pas vécu le départ des enfants (fig. 7). Même si l'on ne distingue pas ici le moment exact de la décohobitation et que, par conséquent la rupture peut se situer avant ou après, on constate clairement que, pour les hommes, le vécu du départ des enfants est associé à des ruptures d'union plus précoces et plus fréquentes, alors que ce n'est pas le cas pour les femmes.

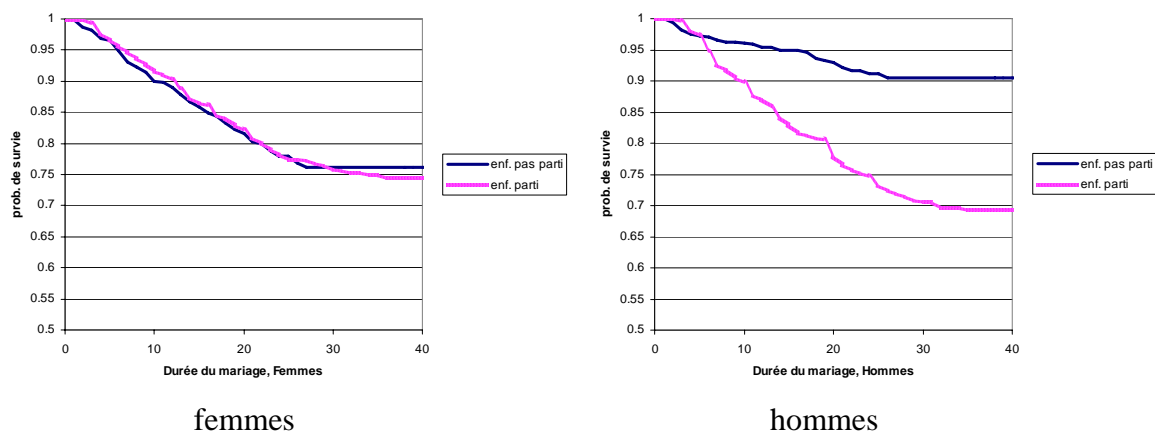


Fig. 7 – Durée du mariage selon qu'on a vécu ou non le départ du dernier enfant, par sexe.

En conclusion, cette analyse exploratoire souligne quelques aspects pertinents des tendances actuelles. D'une part, si les ruptures d'union se sont considérablement accrues, elles concernent plus les individus qui ont les ressources personnelles d'une formation poussée⁷. D'autre part, la fragilisation des unions ne semble pas remettre en question le lien entre parentalité et mariage : le mariage est de plus en plus tardif, mais, dans les générations plus jeunes, il est plus souvent et plus rapidement suivi d'une naissance⁸. La fragilisation des unions s'exprime aussi par des ruptures plus précoces qui affectent donc des enfants plus

⁷ Qui sont aussi celles qui, plus souvent, restent sans enfant (Sauvain-Dugerdil 2005).

⁸ Relevons toutefois qu'un certain nombre de couples restent sans enfant. Bien que minoritaire en Suisse, cette situation témoigne, comme nous l'avons déjà souligné dans l'analyse de l'enquête suisse sur la famille (Sauvain-Dugerdil 2005), que le mariage peut aussi avoir un sens en soi, expression probable de la polarisation croissante entre les personnes qui ont des enfants et celles qui n'en ont pas.

jeunes. Néanmoins, on constate que la présence d'enfants joue un rôle de ciment du couple, ceci plus particulièrement pour les hommes. La séparation est plus tardive chez les mères que chez les femmes n'ayant pas eu d'enfant et elle est à la fois plus tardive et moins fréquente chez les pères. Parmi ceux-ci, le vécu du départ de l'enfant accroît considérablement le risque de divorce.

Ces résultats concordent donc avec les observations faites notamment en France (Toulemon et al 2000) sur la différence de genre en matière du rôle de l'enfant comme ciment du couple et semblent vérifier notre hypothèse. Il importe toutefois d'approfondir l'analyse dans une perspective de parcours de vie qui considère l'évolution de la situation des individus. C'est l'objectif que poursuit notre quatrième partie à travers une modélisation sur données personnes-années permettant d'inclure des variables dont les valeurs changent au cours des années. Il s'agira ainsi de voir ce que devient cet effet-ciment quand on contrôle par rapport à divers autres éléments discriminants du risque de séparation.

4. L'impact de la présence de l'enfant sur le risque de séparation

L'analyse de régression logistique réalisée ici examine l'effet de la présence d'enfant(s) sur le risque de rupture d'union⁹, en prenant en compte aussi l'influence de son avancement en âge¹⁰ et celle de la situation de cohabitation au fil du temps. L'objectif est de tester l'effet propre de la présence de l'enfant en contrôlant pour des facteurs temporels, des caractéristiques socio-démographiques et socio-culturelles. Nous testons les effets temporels à travers trois dimensions : effet de période (évolution du risque de séparation selon l'année civile), effet de génération (selon l'année de naissance de la personne concernée), effet d'âge. Nous considérons aussi quelques caractéristiques de l'union (durée, rang, âge au premier mariage) et quelques facteurs socio-culturels (religion et pratique religieuse, langue dans laquelle l'enquête s'est déroulée et niveau de formation). Certaines de ces variables évoluent avec la durée de l'union (indiquées par « *t* » dans le tableau), alors que d'autres sont indépendantes du temps (ou considérées comme telles¹¹).

Le tableau 2 présente trois modèles de régression logistique. Le premier porte sur l'ensemble des cas, le second sur les femmes uniquement et le troisième sur les hommes. Les valeurs $Exp(B)$ rapportées sont les effets multiplicatifs sur la cote $h(t)/(1-h(t))$ du risque $h(t)$ de rupture. Elles indiquent dans quelle proportion la cote change lorsqu'on a la caractéristique concernée par rapport à un individu de la catégorie de référence. Par exemple, pour le premier modèle, lorsqu'on cohabite avec un enfant quand l'aîné a 18 ans ou moins le risque (la cote), toutes choses égales par ailleurs, ne représente que 0,63 fois le risque d'un individu sans enfant. De même, on peut voir que le risque de séparation d'une femme est 1,39 fois celui d'un homme.

⁹ Contrairement aux courbes de survie, l'analyse ne se limite pas ici au premier mariage mais porte sur l'ensemble des unions.

¹⁰ L'âge de l'enfant n'étant pas disponible dans l'enquête biographique du PMS, il ne peut être qu'approximé par la durée écoulée depuis la première année de cohabitation avec un enfant biologique.

¹¹ En particulier, nous avons retenu le niveau de formation déclaré au moment de l'enquête, l'idée étant que c'est plus la disposition à entreprendre des études longues que le niveau atteint proprement dit qui affecte le risque de divorce. Les essais effectués en considérant le niveau effectif à chaque âge donnent des résultats étonnamment non significatifs et semblent confirmer cette interprétation.

Tableau 2 – Régression logistique pour le risque de divorce/séparation

Variable	Catégorie	Exp(B)	Femmes	Hommes
			Exp(B)	Exp(B)
^t cohabite avec enfant biologique	non ou pas d'enfant	ref ^{***}	ref ^{**}	ref ^{***}
	aîné 18 ans ou moins	0.63 ^{***}	0.75 ^{**}	0.48 ^{***}
	aîné plus de 18 ans	1.05	1.04	1.07
^t dernier enfant biologique parti	non ou pas d'enfant	ref ^{***}	ref	ref ^{***}
	aîné 18 ans ou moins	2.24 ^{**}	1.35	4.07 ^{***}
	aîné plus de 18 ans	0.72 ^{**}	0.84	0.51 ^{**}
^t avec enfant de partenaire		1.74 ^{***}	1.05	2.98 ^{***}
^t enfant de partenaire parti		0.89	0.16 [*]	3.46 ^{***}
^t avec enfant adopté		0.74	0.96	0.43
^t enfant adopté parti		1.19	—	2.60
^t période exposée au risque de divorce	jusqu'à 1968	0.68 ^{**}	0.76	0.57 ^{**}
	1969-1980	ref ^{**}	ref	ref
	1981-1990	1.12	1.22	0.97
	1991 et après	1.24	1.27	1.20
cohorte de naissance	jusqu'à 1942	1.33 ^{**}	1.53 ^{***}	1.17
	1943 – 1952	ref ^{***}	ref ^{***}	ref
	1953 et après	1.42 ^{***}	1.44 ^{**}	1.44 [*]
^t classe d'âge	15-24	0.92	1.07	0.71
	25-49	ref	ref	ref
	50 et plus	1.05	1.31	0.73
femme		1.39 ^{***}	—	—
^t durée du mariage	0-5	0.74 ^{***}	0.72 ^{**}	0.71 ^{**}
	6-20	ref ^{***}	ref ^{**}	ref ^{**}
	21 et plus	0.69 ^{**}	0.72 [*]	0.68
^t rang du mariage		1.13	1.36	0.83
âge au 1er mariage	moins de 21	1.84 ^{***}	1.90 ^{***}	1.12
	21-25	1.38 ^{***}	1.23 [*]	1.65 ^{***}
	26-30	ref ^{***}	ref ^{***}	ref ^{***}
	plus de 30	1.12	1.10	1.16
pratique religieuse	inconnue	0.15 ^{***}	0.08 ^{***}	0.22
	aucune	ref ^{***}	ref ^{***}	ref ^{**}
	irrégulière	0.72 ^{***}	0.64 ^{***}	0.91
	régulière	0.50 ^{***}	0.46 ^{***}	0.60 ^{***}
religion	protestante	ref ^{***}	ref ^{***}	ref ^{***}
	catholique	1.17	1.27 ^{**}	1.04
	autre	1.61 ^{***}	1.35 ^{**}	2.06 ^{***}
	inconnue	3.59 ^{**}	5.37 ^{***}	2.89
langue questionnaire	inconnu	2.18 ^{***}	2.19 ^{***}	2.24 ^{***}
	français	1.09	1.12	1.02
	allemand	ref ^{***}	ref ^{**}	ref ^{***}
	italien	0.91	0.95	0.77
niveau de formation	de base	ref [*]	ref ^{***}	ref
	prof. supérieur	1.10	1.57 ^{**}	0.88
	université	1.29 ^{**}	1.41 ^{**}	1.26
constante		0.0051 ^{***}	0.0053 ^{***}	0.0082 ^{***}
Khi-2(d.l.)		266.6 (33) ^{***}	146.6 (31) ^{***}	170.12 (32) ^{***}

***, **, * significatif à respectivement 1%, 5% et 10%. Les étoiles à côté des catégories de référence reflètent le degré de significativité de la variable catégorielle selon la statistique de Wald. Le « ^t » devant un nom de variable indique qu'il s'agit d'une variable variant avec la durée du mariage.

Le premier constat que l'on peut faire est que, lorsque l'on considère l'ensemble de la population, les caractéristiques retenues ont presque toutes des effets propres, c'est-à-dire une influence sur le risque de rupture qui subsiste lorsque l'on contrôle pour l'influence des autres caractéristiques considérées. Seule la classe d'âge n'a pas d'effet et la cohabitation avec un enfant adopté n'atteint pas la signification statistique. Les effets sont cependant fortement différenciés entre hommes et femmes. Dans le modèle portant sur les femmes, par exemple, la cohabitation avec l'enfant et l'effet de période sont non significatifs alors que chez les hommes ce sont l'effet de période, la cohorte de naissance et le niveau de formation.

En considérant à la fois l'effet de période et l'effet de cohorte, on constate que ce dernier est plus complexe que ce qui ressortait des analyses de survie. Si le risque de séparation est effectivement plus marqué dans les cohortes les plus jeunes (personnes nées à partir de 1953), en revanche la prise en compte de la période donne une autre image de l'évolution temporelle. Pour les hommes, le risque de divorce est de moitié moindre avant 1969, mais les deux premiers groupes de générations ne se distinguent pas. Pour les femmes, on constate étonnamment qu'en contrôlant ici notamment l'effet de période, la cohorte la plus ancienne affiche un taux de divorce élevé. Cette observation peut être la conséquence du contrôle introduit pour le niveau d'éducation. Ainsi, pour les femmes, l'accroissement des divorces entre les cohortes nées avant et après 1942 (fig. 1) n'est pas l'expression d'une évolution temporelle mais de l'augmentation importante du niveau d'éducation.

En contrôlant pour les évolutions temporelles, l'âge n'a pas d'effet, alors que la durée du mariage conserve un effet propre. Le risque de séparation est moindre au cours des premières années de mariage ou lorsque l'union a déjà duré vingt ans. Le risque de séparation apparaît légèrement plus marqué chez les femmes lorsqu'il s'agit d'un remariage, c'est le contraire pour les hommes¹², ceci pourrait être une piste pour expliquer que, globalement, le risque de divorce est plus élevé chez les femmes. Dans les deux sexes, les mariages précoces (avant 26 ans) apparaissent plus fragiles. La pratique religieuse diminue le risque de divorce, particulièrement chez les femmes. Lorsque l'on prend en compte la pratique (et les autres caractéristiques considérées ici), contrairement à ce que l'on attend généralement, c'est parmi les protestantes que le risque est le plus faible; il est spécialement marqué parmi celles qui n'ont pas déclaré de religion. Chez les hommes, les protestants ne se distinguent que des personnes de religion autre que protestant ou catholique (ou de religion inconnue). Même en contrôlant pour la religion, le risque est légèrement moindre parmi les italophones (non significatif), il est surtout considérablement plus important parmi ces individus étonnant pour lesquels la langue du questionnaire n'est pas connue¹³ (sic!).

On constate donc que, même lorsque l'on contrôle pour les diverses caractéristiques considérées ici,¹⁴ l'effet protecteur de l'enfant subsiste. Le risque de rupture d'union diminue si l'on a eu au moins un enfant et que l'aîné n'a pas encore dépassé 18 ans et que ce risque est considérablement accru lorsque l'enfant est parti du domicile. La même observation peut être faite pour la présence d'enfants adoptés, l'effet restant cependant non significatif en raison d'effectifs limités. Cet effet propre de la présence de l'enfant est nettement plus marqué pour les hommes que pour les femmes : leur risque de séparation est diminué de moitié lorsque leur aîné a 18 ans ou moins (d'un quart chez les femmes) et il est quadruple lorsqu'il ne cohabite plus avec l'enfant (accroissement léger et statistiquement non significatif pour les

¹² Vu les faibles effectifs, l'écart n'est cependant pas suffisant pour atteindre le seuil de signification statistique.

¹³ Maintenus dans l'analyse pour des raisons d'effectifs.

¹⁴ L'effet brut de la présence de l'enfant, lorsque l'on n'introduit pas les variables de contrôle, est même un peu moins marqué.

femmes). En revanche, la présence d'enfants majeurs n'a pas d'effet protecteur, on constate même que leur départ diminue au contraire de moitié le risque de séparation des hommes (diminution non significative chez les femmes).

Pour les hommes, le risque de séparation triple avec la présence d'enfant(s) de la partenaire. Cette observation qui confirme les travaux qui montrent que les beaux enfants peuvent être source de stress qui met le couple en péril (Goldscheider et al. 2000), mais aussi que la présence d'enfant(s) d'une première union est un désavantage pour la vie conjugale future de la femme et que un/des enfant(s) de la partenaire influence plus les projets des hommes (Toulemon et al. 2000). Néanmoins, notre analyse des données du PMS montre que, même lorsqu'il s'agit d'enfants de la partenaire, leur départ est un facteur d'accroissement du risque de rupture pour les hommes. Ainsi, même si l'effet "protecteur", comme l'indique Goldscheider et al. est moindre, il n'est pas absent. On observe, en revanche, que, pour les femmes, la présence d'enfants du partenaire n'a pas d'effet, mais que leur départ diminue le risque de rupture. Pour les femmes, les (beaux) enfants ne constituent donc pas un ciment du couple.

En conclusion, pour les femmes comme pour les hommes, le risque de rupture est significativement plus élevé lorsque le couple n'a pas d'enfant; la relation est encore plus forte chez les hommes pour lesquels, donc, l'effet protecteur de l'enfant est plus marqué. On retrouve donc ici les observations faites ailleurs. Dans le contexte suisse de montée impressionnante du divorce, on peut penser que, pour les hommes, l'effet protecteur de l'enfant n'est pas tant l'expression de références à une culture familiale plus traditionnelle qui attribue à l'enfant une fonction de ciment du couple, mais plutôt l'expression de l'importance du couple pour le maintien du lien du père avec l'enfant. C'est pour cette raison que Goldscheider et al. estiment que le taux de divorce ne devrait pas poursuivre sa croissance. En fait, à cet égard, la question clé semble plutôt être celle de la tendance en matière de couples sans enfants. L'infécondité importante qui caractérise des pays comme la Suisse ou l'Allemagne est-elle l'expression de la diminution de la nuptialité ou l'émergence d'un mode de vie en couple sans enfants ? Les données présentées ici montrent au contraire que l'infécondité des couples semble diminuer. Par conséquent, on irait plutôt vers une polarisation qui ne distingue pas simplement les groupes de personnes qui procréent de celles qui n'ont pas d'enfants¹⁵, mais plutôt celles qui ont des unions stables et formalisées de celles qui mènent plutôt leur vie en solo.

Références

- Bajos, N., Ferrand, M. et équipe Gini (2002). De la contraception à l'avortement. Sociologie des grossesses non prévues. Ed. INSERM, Coll. santé publique.
- Bajos, N., Moreau C., Leridon, H., Ferrand, M. (2004). Pourquoi le nombre d'avortements n'a-t-il pas baissé en France depuis 30 ans ? *Population et Sociétés* 407.
- Bassand M. et Kellerhals J. (1975). *Familles urbaines et fécondité*, Genève, Georg Libr. de l'Univ.
- Calot, G. (1998), *Deux siècles de démographie suisse, Album graphique de la période 1860-2050*, Berne, OFS, et Observatoire démographique européen, Paris.
- Coenen-Huther J. (2005), Le souhait d'enfant. Un projet situé. Chapitre 3 in Le Goff J.-M., Cl. Sauvain-Dugerdil, C., Rossier, C., Coenen-Huther, J., *Maternité et parcours de vie : l'enfant a-*

¹⁵ Thème à la mode dans la littérature récente en démographie (voir par exemple Ostner 2001).

- t-il toujours une place dans les projets des femmes en Suisse?* Population, Family and Society.4. Berne: P. Lang, 85-133
- De Bruijn, B. (1999). *Foundations of demographic theory: Choice, process, context*, Nethurd publications, Amsterdam: Thela Thesis.
- Feld, S. (1981). The focused organization of social ties. *American Journal of Sociology*, 86(5), 1015-1035.
- Goldscheider F.K., Webster P., Kaufman G. (2000). Men, parenthood and divorce in the era of the second demographic transition. In Bledsoe, C., Lerner, S., Guyer, I.J. (eds) *Fertility and the male life-cycle in the era of fertility decline*, International Studies in Demography, Oxford Univ. Press, 331-342.
- Heritier, F. (1996), Masculin / Féminin. La pensée de la différence. Éditions Odile Jacob, 332 p.
- Hosmer, D. W. and Lemeshow, S. (1999). *Applied Survival Analysis, Regression Modeling of Time to Event Data*. Wiley, New York.
- Kellerhals, J., Widmer, E. D., Levy, R. (2004). *Mesure et démesure du couple. Cohésion, crises et résilience dans la vie des couples*. Editions Payot et Rivages, Paris.
- Ostner Ilona (2001). Cohabitation in Germany - Rules, Reality and Public Discourses. *International Journal of Law, Policy and the Family*. 15, 1: 88-101.
- Pollien, A., Gauthier, J.-A., Widmer, E. D. (2004). Données du questionnaire biographique du Pannel suisse de ménages, Rapport. Working Paper 3-04, Swiss Household Panel, Neuchâtel, et Centre Pavie, Université de Lausanne.
- Sauvain-Dugerdil, C. (2005). La place de l'enfant dans les projets de vie : temporalité et ambivalence. Chapitre 7 in Le Goff J.-M., Cl. Sauvain-Dugerdil, C., Rossier, C., Coenen-Huther, J., *Maternité et parcours de vie : l'enfant a-t-il toujours une place dans les projets des femmes en Suisse?* Population, Family and Society.4, Berne: P. Lang, 281-316.
- Sauvain-Dugerdil, C., avec la coll. de G. Ritschard et A.W. Dieng (2006). Socio-démographie des phases tardives de la vie familiales. In *Soigner, garder et payer. La famille et les phases tardives de la vie*, Commission fédérale de coordination pour les questions familiales (COFF), Berne, 35-68.
- Toulemon, L. and Lapierre-Adamcyk, E. (2000). Demographic patterns of motherhood and fatherhood in France. In Bledsoe, C., Lerner, S., Guyer, I.J. (eds) *Fertility and the male life-cycle in the era of fertility decline*, International Studies in Demography, Oxford Univ. Press, 293-330.
- Widmer, E., Kellerhals, J., Levy, R. avec la coll. de M. Ernst Stähli et R. Hammer (2003). *Les couples contemporains: cohésion, régulation et conflits. Une enquête sociologique*. Collection Analyses sociales. Editions Seismo, Zurich.
- Widmer E., Levy R., Kellerhals J. (2005). Devenir parents, quel impact sur l'activité professionnelle et le fonctionnement conjugal? Collectif. *Eloge de l'altérité*. Lausanne : Editions l'Hèbe, 135-154.
- Yamaguchi, K. (1991). *Event history analysis*. ASRM 28. Sage, Newbury Park and London.