

MATHIAS KUEPIE (DIAL-PARIS ET CEPS/INSTEAD)

LUCILE BODSON (CEPS/INSTEAD, LUXEMBOURG)

Effet des dynamiques professionnelles des conjoints sur la dynamique matrimoniale au Luxembourg.

The aim of this paper is to assess the effect of the wage of each member of the couple, the effect of wages' differential between partners at time t and the effect of the variation of the wages differential between partners from one year to another, on the divorce financial determinants and the stability of the couple.

To answer these questions we run a Cox semi-parametric proportional hazards model on the data of the Luxembourgish socioeconomic households panel (PSELL) for the period 1985-1994 (PSELL1) and 1994-2000 (PSELL2).

The results highlight a link between couples' stability and the professional dynamics, stronger for the second period. A gender asymmetry has been identified: from one year to the next (1994-2000 period), the risk of divorce increases by 4% when the wages differential increases by 100 Euros in favour of women, and reduces by 9% when the differential is in favour of men.

Cet article porte sur les déterminants financiers du divorce et, plus précisément, sur l'effet des variations dans les revenus d'activité de chaque conjoint sur le risque de divorce. Quels sont les liens entre les dynamiques professionnelles et les dynamiques matrimoniales : s'investit-on dans son activité professionnelle au détriment de sa vie conjugale ? Le recul de l'activité professionnelle ou le chômage mettent-ils le couple en danger ? Telles sont les questions auxquelles cet article tentera de répondre.

Depuis les années 1960-1970, l'augmentation de l'activité féminine a modifié l'organisation familiale : la part des couples biactifs est montée en flèche, devenant une forme d'organisation fréquente parmi les jeunes couples. De plus, les revenus féminins sont devenus une source de revenu à part entière pour les familles, représentant plus que le seul beurre ajouté aux épinars (données).

En parallèle, le déclin du secteur industriel suspend le principe de l'emploi à vie dès les années 1960. Le chômage et les réaffectations interrompent les carrières professionnelles des hommes et des femmes. Viendront ensuite s'y ajouter les périodes de congés parentaux ou de formation, qui se développeront plus tard, dans les années 1990.

De nos jours, le niveau de vie du ménage dépend des carrières professionnelles des deux conjoints, qui se caractérisent par une succession d'épisodes d'activité et d'inactivité.

Paradoxalement, ces transformations dans le rythme des carrières professionnelles n'ont pas conduit à un réel investissement scientifique dans l'analyse des déterminants financiers du divorce. Il faut dire qu'un obstacle essentiel à ce type d'analyse est le manque de données longitudinales croisées, portant à la fois sur les dynamiques professionnelles et les dynamiques familiales. Le Luxembourg ne fait pas figure d'exception. ~~D'ailleurs, cette étude est la première à se pencher sur les déterminants financiers du divorce. De ce fait, nous présenterons d'abord les résultats concernant les effets des revenus absolu et relatif~~

~~des conjoints sur la stabilité du couple avant de passer à l'approche dynamique.~~

Par contre, la littérature est riche de l'approche statique dans laquelle les déterminants financiers font référence aux conditions de vie observées à un instant t précédant la rupture. Depuis les années 1980, cette thématique a fait l'objet de nombreux travaux empruntant les outils de la micro-économie, et conduit à partir de données tirées d'enquête à grande échelle.

La littérature est largement dominée par des travaux réalisés sur des données américaines. Les Etats-Unis disposent d'une littérature riche et variée, tant au niveau des périodes d'observation que des méthodes employées. Cependant, ils aboutissent sur des résultats divergents. Aucune conclusion ne semble aujourd'hui communément acceptée.

Plus récemment, des travaux ont été réalisés sur les données des registres suédois et finlandais. Contrairement aux divergences observées dans les résultats des travaux américains, les conclusions des travaux scandinaves arrivent à la même conclusion.

Structure de l'article : 1 : Revue de la littérature ; 2. Données et méthodes ; 3. Résultats ; 4. Conclusions et discussions.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

THÉORIE DE L'INDÉPENDANCE ÉCONOMIQUE

Depuis les années 1990, la relation entre l'augmentation du revenu féminin et l'augmentation du risque de divorce est souvent justifiée par la théorie de l'indépendance (Oppenheimer, 1997 ; Sayer & Bianchi, 2000 ; Rogers, 2004) : lorsque l'activité professionnelle permet aux femmes de s'assumer financièrement, elles gagnent la liberté de quitter un mariage si elles le souhaitent. Plus généralement, le gain du mariage d'une femme dont les revenus sont supérieurs à ceux de son mari sera moindre que celui d'une femme dont les revenus sont inférieurs à ceux de son mari. Cette conception suppose, au moins de façon implicite, que la répartition dans le couple des activités de

productions économique et domestique est bénéfique au ménage et que la dépendance mutuelle des époux est un des principaux gains du mariage.

Dans la théorie de l'indépendance, la femme est donc perçue comme l'initiateur du divorce. Cependant, des travaux récents soulignent qu'il est également possible que l'indépendance économique des femmes rende les hommes plus libres d'engager un divorce (Rogers, 2004 ; Poortman & Kalmijn, 2002).

La plupart des travaux empiriques ont mesuré l'effet d'indépendance en divisant le revenu féminin par le revenu masculin ou le revenu du couple. Le résultat décrit la dépendance relative de la femme au revenu de son conjoint, ce qui rend compte de l'effet du revenu masculin sur le niveau de vie.

L'effet de revenu se distingue de l'effet d'indépendance (Oppenheimer, 1997 ; Sayer & Bianchi, 2000 ; Lui & Vikat, 2007). Se concentrer seulement sur l'effet du revenu relatif, c'est-à-dire la différence entre le revenu féminin et le revenu masculin, en ignorant l'interaction avec le revenu absolu revient à considérer que le risque de divorce est le même quel que soit le niveau de vie du ménage¹.

REVENU FÉMININ ET RISQUE DE DIVORCE : UNE ASSOCIATION POSITIVE

La littérature empirique se divise en deux groupes : les travaux scandinaves, qui soutiennent la théorie de l'indépendance, et les travaux américains, dont les résultats ne vont pas tous dans la même direction.

Dans ce chapitre, présentation des conclusions des travaux scandinaves suivi par les conclusions des travaux américains et formulation d'hypothèses pour le Luxembourg.

¹ Pour une revue de la littérature plus complète sur l'intérêt de chaque mesure, voir Sayer & Bianchi (2000) et Liu & Vikat (2007).

Dans les pays scandinaves, le risque de divorce augmente avec la contribution relative des femmes au revenu du ménage, et ce, d'autant plus si le revenu absolu du ménage (ou de l'épouse) est élevé (Jalovaara, 2003 ; Liu & Vikat, 2007).

Le risque est le plus bas dans les couples dans lesquelles la contribution féminine est faible voire inexistante tandis qu'il est à son maximum dans les couples dans lesquels la contribution féminine constitue l'essentiel des revenus du ménage.

En d'autres termes, dans les pays scandinaves, comme partout ailleurs, le risque de divorce est le plus faible lorsque la femme est financièrement dépendante de son conjoint. A l'inverse, le risque de divorce est le plus élevé dans les couples dans lesquels l'homme est financièrement dépendant de sa conjointe. Donc si le couple scandinave adopte le principe de la spécialisation, le risque de divorce sera faible à condition que le rôle domestique revienne à la femme.

Par contre, lorsque la femme scandinave est active, le couple est plus stable lorsqu'il fonctionne selon un modèle égalitaire, c'est à dire, une contribution égalitaire des conjoints au revenu du ménage. Ce constat est expliqué par la vision plutôt égalitaire du couple qui s'impose dans les pays scandinaves (Liu, Vikat, 2007).

Ce sont les couples « spécialisés » dans lesquels l'homme occupe l'activité domestique (volontaire ou forcée) qui ont le risque de divorce le plus élevé. Les performances pauvres de l'homme dans son rôle créeraient un certain nombre de tensions, même si la femme travaille (Jalovaara, 2003). L'augmentation de l'activité féminine a amené une augmentation du niveau d'exigence des femmes vis-à-vis de leur conjoint, afin de retrouver l'équilibre dont le couple s'était écarté avec l'augmentation de l'activité féminine (Liu et Vikat, 2007).

Les travaux les plus récents conduits sur des données américaines n'arrivent pas tous à la

même conclusion². Cependant, plusieurs chercheurs ont constaté que le couple atteint un niveau d'instabilité maximal quand homme et femme contribuent dans une même mesure au revenu du ménage (Heckert, Nowak & Snyder, 1998 ; Rogers, 2004).

Ce modèle d'association entre les revenus des conjoints et le risque de divorce rend compte d'une société dans laquelle le bon fonctionnement du couple, c'est à dire le fonctionnement pour lequel le risque de divorce est le plus bas, repose sur la nécessité d'une spécialisation dans l'activité des conjoints.

Les auteurs justifient ces résultats en s'appuyant sur la théorie de la spécialisation de Becker (1981) selon laquelle, le gain essentiel du mariage repose sur la dépendance mutuelle des époux, et donc leur spécialisation entre activités rémunératrices et activités domestiques. Or, ce fonctionnement du couple est remis en question lorsque la femme occupe une activité professionnelle.

Par contre, en ce qui concerne l'effet du revenu absolu sur le risque de divorce, les résultats de ces auteurs sont différents. Selon les travaux de Rogers (2004), l'effet du revenu relatif sur le risque de divorce est indépendant du niveau de vie du ménage tandis que pour Heckert, Nowak et Snyder (1998), la relation est d'autant plus forte que le ménage a un faible niveau de vie.

Les couples luxembourgeois fonctionnent différemment. Même si le taux d'activité féminine progresse doucement (55% en 2001 contre près de 80% pour les suédoises) le Luxembourg a opté pour une politique visant à encourager l'activité féminine en développant le système de garde d'enfants par exemple. Par conséquent, la spécialisation des conjoints entre activité domestique et activité professionnelle n'est pas une nécessité. Par conséquent, au Luxembourg, l'effet des revenus sur le risque de divorce devrait

² Cf. Sayer and Bianchi (2000) et Rogers (2004) pour une revue de la littérature américaine.

s'approcher davantage des effets observés dans les pays scandinaves qu'aux USA.

Hypothèse 1- effet d'indépendance : le risque de divorce augmente de manière linéaire avec le revenu relatif féminin.

Hypothèse 1a- effet du revenu : pour les plus bas revenu, l'effet d'indépendance ne tient pas.

REVENU MASCULIN ET RISQUE DE DIVORCE : UNE ASSOCIATION NÉGATIVE

Le revenu masculin permet de se prémunir de la précarité économique (réf ?).

Les revenus masculins en tant que déterminants financiers du divorce ont fait l'objet de moins de

travaux que les revenus féminins. Mais cette fois-ci, les résultats semblent tous aller dans le même sens (**idée soutenue par une théorie ?**) celle d'une association négative entre le revenu masculin absolu et le risque de divorce. Le risque de divorce est plus élevé dans les couples dans lesquels le revenu masculin est faible (Jalovaara, 2003 ; Rogers, 2004).

Hypothèse 2- effet du revenu : le risque de divorce diminue avec l'augmentation du revenu masculin.

Le tableau 1 reprend et synthétise les travaux les plus récents sur les déterminants financiers du divorce, utilisant à la fois les contributions relatives des femmes au revenu du ménage et le niveau de vie.

Tableau 1. Tableau synthétisant des études récentes sur les déterminants financiers du divorce.

Auteurs	Echantillon				Résultats		
	Population	n	Année de collecte	Source des données	Revenu F relatif (rev F/H)	Revenu absolu (féminin ou total)	Revenu M absolu
ROGERS (2004) USA	Personnes mariées ou remariées âgées de 55 ans et moins en 1980.	295 divorces ou séparations	1980-83-88-92-97 (panel)	<i>Marital instability over the life course study</i> (enquête)		Non significatif	
HECKERT, NOWAK, SNIDER (1998) USA	Couples dans leur premier mariage entre 1986 et 1989	Environ 2000 couples	1986-1989 (panel)	PSID			non-testé
ONO (1998) USA	Couples dans leur premier mariage entre 1968 et 1985		1968-1985 (panel)	PSID	Non significatif		non-testé
POORTMAN, KALMIJN (2002) PAYS-BAS	Femmes mariées entre 1943 et 1997 et divorcées entre 1949 et 1998.	1294 divorces	1998 (rétrospectif)	<i>Divorces in the Netherlands 1998</i> (enquête)	Non-testé		non-testé
JALOVAARA (2003) FINLANDE	Mariages en cours en 1990 (RP). Natio des époux : finlandais. Age femme <65 ans.	21.309 divorces enregistrés entre 1991 et 1993	x	Recensement 1990 et fichiers nationaux.			
LIU, VIKAT (2007) SUEDE	Femmes nées en Suède, mariées entre 1981 et 1998, à un homme né en Suède.	77.593 divorces	x	Registre de la population			non-testé

DYNAMIQUE PROFESSIONNELLE ET RISQUE DE DIVORCE

Existe-t-il des liens entre les dynamiques professionnelles et les dynamiques matrimoniales ? Plus précisément, augmenter ou réduire son activité professionnelle a-t-il des conséquences sur la stabilité du couple ?

Les carrières professionnelles des hommes et des femmes ne présentent plus la même stabilité que par le passé. Le chômage, les réorientations professionnelles, les congés parentaux ou de formation, ont conduit hommes et femmes à modifier leur plan de carrière.

Quel est l'effet d'un changement dans la contribution financière de chaque conjoint sur le risque de divorce ?

a. L'EFFET DE L'AUGMENTATION DE L'ACTIVITÉ FÉMININE SUR LE RISQUE DE DIVORCE

Littérature théorique :

Les conséquences de l'indépendance financière gagnée par les femmes ne seront pas les mêmes selon que le couple fonctionne selon un modèle plutôt traditionnel ou plutôt égalitaire.

Dans un couple traditionnel, l'augmentation du revenu féminin et par delà, de sa contribution financière au revenu du ménage, va remettre en question de principe de la spécialisation et de la dépendance mutuelle sur lequel il était fondé. Les relations entre les partenaires peuvent devenir conflictuelles : insatisfaction quant à sa vie de couple, revendication du pouvoir, réattribution de l'activité domestique, etc.

Il est également possible que le souhait de rester le principal pourvoyeur de ressources du couple conduise les hommes « traditionnels » à se sentir déstabilisé lorsque la contribution financière de leur épouse augmente, quelle que soit leur capacité à subvenir aux besoins du ménage.

Dans les couples traditionnels ayant une vision plus égalitaire, l'augmentation du revenu féminin va conduire à une augmentation du niveau

de vie de ménage et ainsi augmenter le niveau de satisfaction du couple.

Dans les couples ayant un fonctionnement égalitaire, l'augmentation du revenu féminin va provoquer une augmentation du niveau d'exigence des femmes vis-à-vis de leur conjoint, afin de retrouver l'équilibre dont le couple s'était écarté avec l'augmentation de l'activité féminine (Lui et Vikat, 2007).

Au niveau de la littérature empirique :

Johnson et Skinner (1986), à partir de données américaines, ont constaté que l'augmentation de l'activité féminine et le risque de divorce étaient corrélés.

Rogers and DeBoers (2001) observent un certain nombre de liens entre l'augmentation du revenu féminin, absolu et relatif, et le bien-être psychologique et la satisfaction dans le mariage des femmes. Par contre, leurs résultats ne présentent pas de lien direct avec le risque de divorce et suggèrent seulement que l'augmentation des revenus féminins réduirait, de façon indirecte, le risque de divorce par le biais d'un effet positif sur la satisfaction des femmes dans leur mariage.

Hyp3a – dynamique pro-femme avec augmentation du revenu du ménage (= augmentation de l'activité féminine) : déstabilisation du couple entraînant une augmentation du risque de divorce ou, augmentation du niveau de vie du ménage et donc diminution des tensions et du risque de divorce.

L'Anticipation du divorce ou réel effet de l'activité : le sens de la relation de cause à effet

Ce lien entre l'augmentation de l'activité féminine et le risque de divorce a conduit à une réflexion sur le sens de la relation de cause à effet. Est-ce bien l'augmentation de l'activité féminine qui mène au divorce et non l'inverse, c'est-à-dire l'imminence du divorce qui conduit la femme à augmenter son activité professionnelle ?

Les recherches ayant porté sur le sens de la relation de cause à effet ont montré que les deux comportements existent. Cependant, d'après les travaux de Johnson et Skinner (1986) et Rogers (1999), l'augmentation de l'activité féminine serait plus fréquemment la conséquence d'un divorce imminent que sa cause. Les femmes ayant déclaré avoir ressenti l'imminence de leur divorce ont été relativement plus nombreuses à entrer sur le marché du travail que celles n'ayant pas vu venir le divorce.

Cependant, ce comportement d'anticipation, également présent parmi les femmes européennes, semble moins fréquent. Pour Poortman (2005) et Hartmann & Beck (1999), qui ont travaillé sur des données néerlandaises et allemandes, l'augmentation de l'activité féminine est plus souvent observée comme étant une des causes du divorce plutôt qu'une conséquence.

Selon Algava et alii (à paraître) les femmes françaises ne présenteraient pas de comportements d'anticipation.

Cette différence dans les comportements des femmes américaines et européennes pourrait s'expliquer par le système social plus favorable en Europe à l'activité professionnelle des jeunes mères et à la prise en charge financière de l'éducation des enfants (Poortman, 2005). La dépendance financière de la femme américaine l'oblige à augmenter son activité professionnelle en vue de la perte financière qu'occasionnera le divorce.

Hyp 3b : faible impact du phénomène d'anticipation au Luxembourg (hypothèse que les données ne nous permettent pas de vérifier).

b. L'EFFET DU REcul DE L'ACTIVITÉ FÉMININE OU DE L'AUGMENTATION DE L'ACTIVITÉ MASCULINE SUR LE RISQUE DE DIVORCE

Selon les travaux de Rogers & Deboer (2001), la baisse du revenu féminin n'a pas d'effet significatif sur le bien-être psychologique ou la satisfaction par rapport au mariage. Par conséquent, on en

déduit que la baisse du revenu féminin ne joue pas sur le risque de divorce.

Hyp 4a – dynamique pro-femme avec recul du revenu du ménage (= recul de l'activité masculine) : déstabilisation du ménage et augmentation du risque de divorce.

Hyp 4b- dynamique pro-homme : augmentation du niveau de vie ou baisse de l'indépendance économique de la femme donc recul du risque de divorce.

Dans le cadre de cette étude, notre objectif est de mesurer, à partir des panels luxembourgeois, les impacts des écarts de rémunérations entre homme et femme ainsi que leur évolution dans le temps sur la stabilité des couples. Nous adaptons le cadre analytique de Rogers au niveau de la spécification des modèles et faisons recours à la micro-économie de la famille au niveau de l'interprétation des résultats des estimations. Mais avant de passer à la spécification et à l'estimation des modèles, il convient, tout d'abord, de présenter les données mobilisées dans le cadre de cette étude.

I. DONNEES ET METHODES.

II.1. DE L'IMPOSSIBILITE DE SAISIR LES VARIATIONS JOINTES DES REVENUS DES CONJOINTS A PARTIR DE DONNEES BIOGRAPHIQUES CLASSIQUES

Pour pouvoir mesurer l'impact des interactions entre le revenu de la femme et celui de l'homme sur la stabilité matrimoniale, il est important de disposer de données retraçant : (1) l'historique des unions et (2) l'historique des rémunérations perçues par l'homme et la femme au moment où ils étaient en couple. Si les enquêtes biographiques classiques (type triple B) permettent de décrire de façon relativement précise l'histoire des unions, elles sont moins opérantes, voire inefficaces,

quand il s'agit de saisir les rémunérations de chacun des conjoints. Tout d'abord, il est difficile pour un individu de retracer, sur une période relativement longue, le montant des revenus du travail qu'il a perçu, aussi bien à titre principal, qu'à titre de primes et autres avantages.

En outre, dans une enquête biographique classique, l'unité d'observation est l'individu et, quand bien même celui-ci pourrait se souvenir, avec un degré de précision acceptable, des variations de ses propres revenus d'activité, il lui sera plus compliqué de retracer les niveaux de rémunérations de son conjoint, en particulier s'il s'agit d'un ex-conjoint³. Si on se propose donc de mesurer, avec une marge d'erreur convenable, l'histoire conjointe des dynamiques des deux membres d'un couple, la source de donnée la plus appropriée reste le panel, qui présente justement, d'une part, l'avantage de saisir les variations sur le marché du travail au moment où ceux-ci se produisent (ou avec un décalage temporel inférieur à l'année) et, d'autre part, de recueillir l'information auprès des concernés eux-mêmes.

II.2. LES DONNEES DES PANELS LUXEMBOURGEOIS : UNE ALTERNATIVE AUX ENQUETES BIOGRAPHIQUES

Nous allons recourir aux données des panels socio-économiques luxembourgeois PSELL 1 (1985-1994) et PSELL 2 (1994-2002). Le premier, le PSELL 1, a été mis en place en 1985 et a suivi une cohorte de près de 2 500 ménages pendant dix ans. Le second, le PSELL 2, a pris le relais en 1994 et a également suivi près de 3 000 ménages pendant huit ans. Pour chaque membre du ménage (et donc pour chaque membre du couple) appartenant à l'échantillon, les situations familiales et professionnelles ont été saisies annuellement pendant la durée des panels. Il est ainsi aisé de repérer toutes les transitions dans les sphères familiales et professionnelles au cours des périodes d'observations et de croiser ainsi les

biographies des deux membres du couple dans chacune de ces deux sphères.

Tableau 2. Evolution de la taille des échantillons-ménages

PSELL 1		PSELL 2	
Année	Nombre de ménages	Année	Nombre de ménages
1985	2.012	1994	2.978
1986	1.793	1995	2.472
1987	1.644	1996	2.654
1988	1.692	1997	2.524
1989	1.662	1998	2.554
1990	1.677	1999	2.374
1991	1.957	2000	2.433
1992	1.923	2001	2.295
1993	1.891		
1994	1.813		

³ Dans une enquête biographique, les deux membres du couple ne sont pas nécessairement enquêtés (c'était le cas par exemple lors des enquêtes de Dakar de 1989 et 2001). Aussi, c'est donc chaque enquêté qui fournit les informations sur les caractéristiques de son conjoint actuel et de ses ex-conjoints.

Tableau 3. Modes d'entrée dans les panels luxembourgeois

Vague	Individus présents dès la première vague	Individus entrés en cours de panel			Total
		Union /naissance / autre cohabitation	Associé à Individu Split	Echant. Compl.	
PSELL 1					
1985	6110	0	0	0	6110
1986	5176	125	99	0	5400
1987	4512	216	186	0	4914
1988	4287	274	307	0	4868
1989	4038	322	396	0	4756
1990	3877	333	528	0	4738
1991	3722	348	668	760*	5498
1992	3524	388	784	667	5363
1993	3304	416	891	609	5220
1994	3179	405	807	590	4981
PSELL 2					
1994	8192	0	0	0	8192
1995	6572	193	57	0	6822
1996	6103	307	151	546*	7107
1997	5609	415	205	436	6665
1998	5180	487	265	673*	6605
1999	4764	545	317	529	6155
2000	4475	591	359	817*	6242
2001	4215	605	387	682	5889

(*) NB: 264 ménages ont été injectés en 1991.

234 ménages ont été injectés en 1996 ; 154 en 1998 et 165 en 2000

Comme toutes les données de panel, celles des PSELL 1 et 2 sont soumises à d'importantes dynamiques qu'il convient de décrire.

Tableau 4. Population cible : couples dont chacun des membres a moins de 50 ans

Vague	Unions formées en cours de panel	Unions existantes dès la première vague (durée inconnue)	Total des unions
PSELL 1			
1985	0	826	826
1986	74	715	789
1987	121	633	754
1988	194	613	807
1989	240	582	822
1990	281	558	839
1991	330	654	984
1992	368	613	981
1993	402	583	985
PSELL 2			
1994	0	1035	1035
1995	67	854	921
1996	159	915	1074
1997	214	831	1045
1998	255	847	1102
1999	286	754	1040
2000	293	807	1100

II.3. LA DYNAMIQUE DES ECHANTILLONS PSELL

Les panels luxembourgeois ont été conçus pour être, à chaque vague, représentatifs de la population. Aussi, les individus-splits sont-ils suivis. Un individu est dit « split » s'il quitte son ménage d'origine pour former ou intégrer un autre ménage. En outre, étant donnée l'importance de l'immigration au Luxembourg⁴, des sous-échantillons complémentaires d'immigrés nouvellement arrivés ont été injectés dans le PSELL 1 (en 1991) et dans le PSELL 2 (tous les deux ans à partir de la troisième année). Afin d'appréhender l'évolution de la morphologie des échantillons PSELL, il convient de raisonner plutôt en termes d'individus que de ménages.

⁴ Environ 42% de la population résidente est étrangère tandis que le marché de l'emploi intérieur est occupé à hauteur de 70% par de la main d'œuvre étrangère (40% de travailleurs frontaliers et 30% de résidents étrangers).

Le PSELL 1 étant le premier panel luxembourgeois, il a connu quelques problèmes de « rodage » car c'est seulement en 1991 qu'un échantillon complémentaire a été intégré à la base pour continuer à en assurer la représentativité. Le PSELL 2 a, quant à lui, bénéficié d'office de l'expérience du premier panel en matière d'échantillonnage complémentaire.

Dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons à l'impact de la dynamique professionnelle des couples sur leur stabilité. Aussi, convient-il de nous focaliser sur les couples.

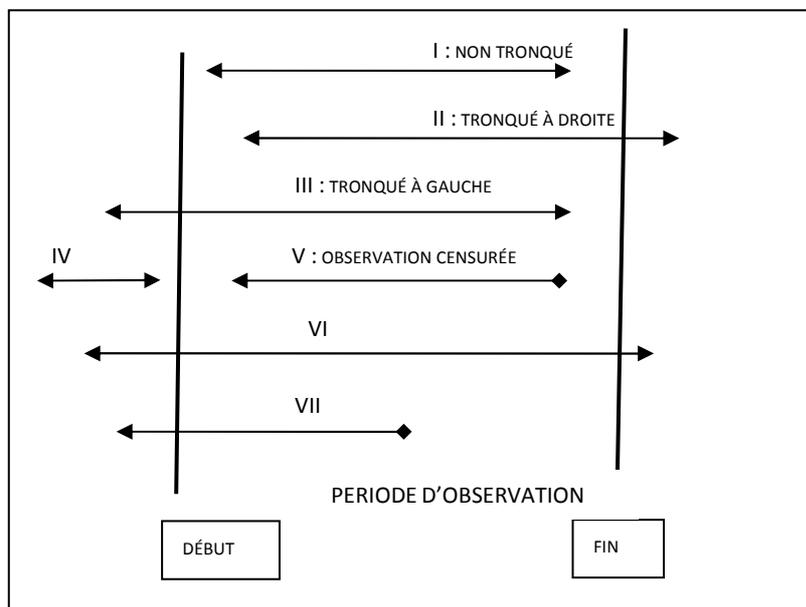
II.4. TRONCATURES A GAUCHE ET A DROITE DES DONNEES

Les données que nous utilisons sont soumises à une double troncature : à gauche et à droite.

Troncature à gauche : union déjà formée en début de panel, ou lorsqu'un couple entre en observation par le biais de l'échantillon complémentaire. Comme conséquence, on ne connaît pas le début de la mise en couple. Quand bien même on aurait eu cette information, elle serait de peu d'utilité car on ne disposerait pas de la dynamique professionnelle correspondant à la période antérieure à la période d'observation. Comme le montre le tableau précédent, la plus grande partie de notre échantillon à risque est constitué par des unions dont on ne connaît pas le début. Etant donné que notre objectif n'est pas d'estimer la durée des unions, la non connaissance de la date de formation du couple ne constitue pas en soit un problème. Par contre, nous ne disposons, en début de panel, que des unions survivantes, en d'autres termes, celles qui n'ont pas encore été rompues. Le processus de survivance des unions est sûrement sélectif, autrement dit, ce sont les unions les plus « résistantes » qui sont observées en début de panel. Visiblement, il s'agit d'un biais « d'atténuation » c'est-à-dire qui tend à sous estimer les coefficients estimés (l'ampleur du phénomène). Car logiquement, pour chaque promotion de mises en couple, les unions survivantes sont plus homogènes. Cependant, les unions qui se forment en cours de panel permettent d'insuffler, au fil des vagues, des

nouvelles promotions de couples non soumises à la sélection.

Figure 1. Schéma des différents cas théoriques possibles par rapport à l'intervalle d'observation.



Le cas numéro (I) représente une union qui commence et qui se termine dans l'intervalle d'observation (1985-1994 pour le PSELL1, 1994-2001 pour le PSELL2) ; le (II) commence comme le (I) dans l'intervalle mais se termine après la fin de l'observation. Il est dit tronqué à droite. Quant au (III), il commence avant le début de l'observation. La durée est donc tronquée à gauche mais se termine à l'intérieur de la période d'observation. Le cas n° (IV) illustre le problème de sélection. Il s'agit des unions commencées et terminées avant le début de la période d'observation. Le cas numéro V représente une union qui commence bien dans l'intervalle, mais est perdu de vue en cours d'observation. Il est dit censuré. Le VI est une combinaison des cas (III) et (II) et le VII une combinaison des cas (III) et (V). En dehors du cas n° IV qui n'est pas pris en compte dans les analyses, l'information partielle ou exhaustive

contenue dans les autres configurations sont exploitées dans nos analyses à travers les techniques habituelles d'analyse des biographies.

Le tableau ci-dessus décrit la dynamique des couples. En début de chaque vague, un certain nombre de couples sont soumis à risque. A la vague suivante, certains couples vont divorcer ou se séparer ; d'autres vont sortir d'observation (le couple est alors dit censuré) soit par attrition, soit à cause du veuvage. La détermination à chaque année du statut du couple (censure, divorce/séparation) ne pose pas de problème particulier s'il s'agit d'un couple marié car il suffit de pointer le changement intervenu au niveau de l'état matrimonial entre l'année d'observation actuelle et l'année d'avant.

Tableau 5. Devenir des couples entre t et t+1

Vague	tjrs à risque	Sortie, veuvage	Séparat., divorce	Total
PSELL 1				
1985	723	85	18	826
1986	707	66	16	789
1987	705	36	13	754
1988	750	46	11	807
1989	759	40	23	822
1990	789	33	17	839
1991	924	44	16	984
1992	922	37	22	981
1993	880	81	24	985
1994	944			944
PSELL 2				
1994	855	166	14	1035
1995	848	59	14	921
1996	957	100	17	1074
1997	947	79	19	1045
1998	978	98	26	1102
1999	954	68	18	1040
2000	1005	74	21	1100

Le statut d'union libre est repéré en t par la coresidence de deux personnes non mariées dont l'une est le conjoint de l'autre. Or en t+1, si le lien a disparu, il faut déterminer si l'union a été rompue suite à une séparation ou un décès. Dans le PSELL 2, cela se fait sans problème car il existe une question spécifique sur la raison d'absence des membres présents à la vague précédente. Pour le PSELL 1, cette question avait également été posée mais n'a pas été saisie dans la base de données. Mais eu égard au fait que le risque de décès avant 50 ans (limite d'âge pour être considéré dans cette étude) est relativement faible (en tout cas comparé au risque de rupture d'une union libre) nous avons considéré que toutes les unions libres dissoutes entre t et t+1 étaient dues à la séparation des deux concubins.

II.5. SPECIFICATION DU MODELE D'ANALYSE.

Il s'agit ici de mesurer les interrelations entre les dynamiques professionnelles des deux conjoints et la stabilité du lien conjugal. Cette stabilité est

mesurée à travers le risque de divorce ou de rupture de l'union. Quant à la dynamique professionnelle, elle est mesurée à travers les variations des revenus d'activité des hommes et des femmes sur le marché du travail. Nous avons préféré utiliser plutôt le revenu que la position dans l'emploi ou la CSP car le revenu d'activité (y compris les primes et autres avantages) capte mieux les changements dans les conditions d'activité sur le marché du travail. Notre modèle empirique s'inspire du cadre d'analyse de Rogers (2004), tout en l'élargissant pour tenir compte des variations au fil du temps des écarts de rémunération entre les conjoints.

Notre modèle de référence comporte les différentes composantes suivantes de la dynamique des rémunérations des deux membres du couple :

$YH(t)$, $YF(t)$ les revenus d'activité des hommes et des femmes à l'instant t ;

$\Delta HF(t) = YH(t) - YF(t)$ l'écart de rémunération entre hommes et femmes à l'instant t. Nous avons préféré l'écart absolu à l'écart relatif car le premier représente la différence réelle de pouvoir économique entre homme et femme au sein du couple, alors que le second représente la différence de pouvoir d'achat relatif. Par exemple, si l'homme gagne 1000 euros et la femme 1500 euros, l'écart absolu sera de 500 euros tandis qu'en terme relatif, le pouvoir d'achat de la femme sera 1,5 fois supérieur à celui de l'homme. Si on double ces montants, le pouvoir d'achat relatif reste constant alors que l'écart absolu passe à 1000 euros.

$\Delta \Delta HF(t-1, t) = \Delta HF(t) - \Delta HF(t-1)$ la variation entre deux années consécutives de l'écart de rémunération entre les membres du couple. Cette quantité représente, en quelque sorte, le « choc » subi par le ménage sur le marché du travail. Elle reflète la modification de l'équilibre professionnel au sein du couple et peut influencer sur sa stabilité car en plus d'être actifs dans la sphère extra-domestique, les membres du ménage doivent contribuer à la production des biens et services entrant dans la fonction d'utilité domestique. Les chocs intervenus sur le marché du travail

perturbent les arrangements domestiques antérieurs. En outre, le couple est un lieu de rapports de pouvoir entre hommes et femmes. Ces rapports s'établissent, entre autres, à travers les positions économiques relatives de chacun des conjoints. Si les dynamiques professionnelles modifient ces rapports de force, il peut en résulter des tensions au sein du ménage.

In fine, nous modélisons la probabilité de rupture du couple, comme une fonction dépendant, à tout instant t , du niveau de rémunération des conjoints, des écarts de rémunération entre les conjoints, et de la variation récente de ces écarts :

$P(\text{rupture en } t) = f[YH(t), YF(t), \Delta HF(t), \Delta \Delta HF(t-1, t)]$. Dans le cas de cette étude, nous utilisons un modèle de Cox⁵ avec variables indépendantes variant avec le temps :

$$P(\text{rupture en } t) = h_0(t) \cdot \exp[\alpha YF(t) + \alpha 2 Y^2 F(t) + \beta \Delta HF(t) + \gamma \Delta \Delta HF(t-1, t) + \zeta X']$$

(eq 1)

où X représente le vecteur des variables de contrôle, y compris les revenus hors activités. Il convient de noter qu'il est impossible d'estimer simultanément les coefficients de $YH(t)$, $YF(t)$, $\Delta HF(t)$. Nous avons donc exclu $YH(t)$ au moment d'estimer le modèle complet. En outre, nous avons ajouté une variable $Y^2 F(t)$ afin de tenir compte de la non linéarité éventuelle de l'effet du revenu.

II. RESULTATS : DYNAMIQUE PROFESSIONNELLE DES CONJOINTS ET STABILITE DES COUPLES.

III.1. EVOLUTION DES TAUX D'ACTIVITE AU SEIN DES COUPLES : UN ACCROISSEMENT CONSIDERABLE DES TAUX D'ACTIVITE FEMININE DURANT LES DECENNIES 80 ET 90.

⁵ Il convient de rappeler que le modèle de Cox est un modèle semi-paramétrique. Aussi ce n'est pas la vraisemblance formée directement à partir de (eq. 1) qui est estimée mais une vraisemblance partielle ne contenant par le risque de base $h_0(t)$. Pour une spécification précise de la vraisemblance partielle, voir Courgeau et Lelièvre (1989 ; Cox, XX).

Même si les femmes restent nettement moins présentes sur le marché du travail que les hommes, leur situation s'est nettement améliorée au cours des années 80 et 90. Ainsi, le taux d'activité des femmes⁶ est passé de 41% en 1981 à 55% en 2001, soit un gain de 14 point de pourcentage⁷. Sur la même période, le taux d'activité des hommes stagnait, voire baissait (de 82% à 76%) si l'on se concentre sur les seuls individus vivant en couple, on observe une évolution beaucoup plus radicale de la participation des femmes à l'activité économique. Le taux d'activité des femmes en union passe ainsi d'environ 30% en 1985 à 40% en 1994, et atteint 55% en 2001⁸. Celui des hommes en union stagne autour de 80% entre 1985 et 1995, avant de croître à 85% en 2001. La proportion des couples biactifs suit fidèlement l'évolution des taux d'activité des femmes. Elle passe ainsi de 28% en 1985 à 37% 10 plus tard, et atteint 48% en 2001. Mais si les femmes en couple sont de plus en plus actives, le nombre d'heures travaillées a plutôt eu tendance à baisser. Ainsi, leur temps de travail hebdomadaire moyen est passé de 36 heures environs en 1985 à environ 30 heures en 2001.

L'accroissement de la participation des femmes à l'activité économique a conduit à une hausse substantielle de la contribution financière des femmes en union au revenu du couple⁹. En effet, si en 1985, en moyenne un-sixième du revenu d'activité du couple était apporté par les femmes (leur revenu moyen atteignait seulement 22% du revenu de l'homme), cette participation va progresser pour atteindre environ un-quart du revenu d'activité du couple en 2000 (33% du revenu de l'homme). L'augmentation de la participation des femmes sur le marché du travail est la principale explication à cette augmentation de la contribution financière moyenne des femmes au revenu d'activité du couple. Si l'on ne considère

⁶ 15-64 ans.

⁷

Source : http://www.portrait.public.lu/structures_economiques/population/emploi/index.html

⁸ Données tirées des panels luxembourgeois PSELL 1 (1985-1994) et PSELL 2 (1994-2001).

maintenant que les couples biactifs, la contribution financière des femmes est nettement plus élevée du fait de la non-prise en compte dans le calcul des femmes inactives. Dans ce cas, les femmes contribuent à hauteur de un-tiers au revenu d'activité du couple (50% du revenu de l'homme) pour l'année 2000. La contribution des femmes dans les couples biactifs a baissé de 5 points en pourcentages depuis le milieu des années 1980. Cette baisse est à mettre en rapport avec la réduction du temps de travail des femmes actives détaillée plus haut.

III.2 NIVEAU DE REMUNERATION DES CONJOINTS ET RISQUE DE RUPTURE.

Même si notre objectif final est de mesurer l'impact de la variation des positions professionnelles relatives des deux membres du couple sur le risque de rupture de leur union, il convient, de prime abord, d'examiner l'impact propre du niveau de rémunération de chacun des conjoints¹⁰ sur la stabilité de l'union. Pour tenir compte de la non linéarité, nous avons, de façon alternative, estimé des modèles avec le revenu au carré et des modèles avec le revenu en tranches.

ASYMETRIE ENTRE HOMMES ET FEMMES EN MATIERE D'IMPACT DU NIVEAU DE REMUNERATION SUR LE RISQUE DE DIVORCE.

Si les revenus générés par les deux membres du couple permettent d'assurer la consommation du ménage, leurs effets sur la stabilité de l'union sont très asymétriques, avec un renforcement de cette asymétrie au fil du temps. En effet, chez les hommes, aussi bien entre 1985 et 1993 qu'entre 1994 et 2000, disposer d'un revenu confortable tend plutôt à renforcer la stabilité du couple (Rogers, 2004 ; Ono, 1998 ; Jalovaara, 2003). A l'inverse, quand l'homme est à la marge du marché du travail, les risques de voir son couple se rompre s'accroissent de façon sensible. Ainsi, entre 1985 et 1994, les hommes dont les revenus

sont nuls ont un risque de rupture d'union au moins double de celui de ceux qui appartiennent aux déciles de revenu positif.

Quand on spécifie l'effet du revenu comme une combinaison d'un terme linéaire et d'un terme quadratique, les deux composantes ont des effets significatifs sur le risque de divorce. La composante quadratique a un effet positif mais très faible (odd ratio de 1,000007), alors que la composante linéaire a un effet négatif (odds ratio de 0,951872) qui domine complètement celui du terme quadratique¹¹. Ces résultats sont donc tout à fait cohérents avec ceux obtenus avec le revenu en tranche. Entre 1994 et 2000, le revenu de l'homme continue à jouer un rôle positif sur la stabilité, mais son effet s'affaiblit et seuls les hommes en marge du marché du travail (les trois premiers déciles) se démarquent véritablement des autres catégories par un degré de précarité du couple plus élevé.

Chez les femmes, l'évolution de l'impact du niveau de revenu sur le risque de désunion est à l'opposé de celui des hommes : durant la première période (de 1985 à 1993) le niveau de rémunération de la femme était sans effet sur la stabilité de l'union. Pourtant, on aurait pu penser que du fait de la rareté des femmes actives en union durant cette période (moins de 30%), le revenu d'activité serait plus discriminant sur le risque de rupture. Quoiqu'il en soit, cette neutralité du revenu d'activité de la femme va céder place, dans la période suivante (1994-2000), à un effet positif sur le risque de divorce, avec des risques relatifs multipliés par plus de 1,5 dès que la femme gagne plus de 1400 euros mensuel (à partir du 9ème décile).

Que ce soit au niveau des hommes ou des femmes, les résultats observés pour le Luxembourg concordent avec les résultats d'autres travaux, c'est-à-dire le constat d'une association linéaire négative entre le revenu masculin et le risque de divorce (Rogers, 2004, Ono, 1998, Jalovaara, 2003) et au contraire, d'une association linéaire positive entre le revenu féminin et le

¹⁰ Contrairement (eq. 1), il est possible ici d'estimer conjointement les effets des revenus de l'homme et de la femme.

¹¹ Jusqu'à 8800 euros mensuel, le revenu de l'homme contribue à la stabilité de l'union. Seuls deux couples de l'échantillon ont un revenu supérieur à ce seuil.

risque de divorce (Rogers, 2004, Liu & Vikat, 2007, Jalovaara, 2003, Poortman & Kalmijn, 2002).

Tableau 6. Effet des niveaux de rémunérations des conjoints sur le risque de rupture de leur union (rapport de risques)

	PSELL 1 (1985-1994)	PSELL 2 (1994-2001)
MODELE AVEC REVENU = VARIABLE DISCRETE		
Rémunération de l'homme		
Déciles 1-2	rf	Rf
Décile 3	0,3573**	0,8213
Décile 4	0,4947	0,4289*
Décile 5	0,2765***	0,3848*
Décile 6	0,3131**	0,4535
Décile 7	0,3078**	0,3437*
Décile 8	0,3035**	0,3910*
Décile 9	0,3180**	0,3916
Décile 10	0,3429**	0,6216
Rémunération de la femme		
Déciles 1-6	rf	Rf ?
Décile 7	Rf ??	1,1543
Décile 8	0,7313	1,2191
Décile 9	0,9369	1,8530**
Décile 10	1,4094	1,7553*
MODELE AVEC REVENU = VARIABLE CONTINUE		
Rémunération des hommes	0,9519**	0,9907
Rémunération des hommes au carré	1,000007*	1,0000
Rémunération des femmes	1,0193	1,0156
Rémunération des femmes au carré	1,0000	1,0000
Nombre années-couples	7786	7317
Nombre de ruptures	160	129

Variables de contrôle : type d'union (mariage/union libre) ; présence du couple en début de panel ; âge de l'homme ; écart d'âge entre conjoints, nationalité de la femme ; présence d'enfant de moins de 10 dans le couple ; niveau d'éducation de chacun des conjoints ; revenu hors activité de chacun des conjoints

Si on met en rapport ces résultats et la théorie de l'allocation de l'utilité entre les membres du couple, on peut en conclure que dans les années 1990, un important investissement des hommes sur le marché du travail a accru l'utilité totale disponible et éloigné les couples du point de rupture. Quand ce sont les femmes qui s'investissent sur le marché du travail, la réallocation de l'utilité au sein du couple s'avère insatisfaisante pour au moins un des deux

partenaires, entraînant ainsi un risque de rupture plus important.

III.3 ECART ET VARIATION DES ECARTS SUR LE RISQUE DE RUPTURE DES UNIONS.

Dans les analyses précédentes, nous avons considéré séparément l'influence du revenu des hommes et des femmes sur la stabilité de leur

union. Mais grâce aux données de panel dont nous disposons, il est possible d'approfondir les analyses, en ne considérant plus seulement l'impact des niveaux de rémunération mais aussi celui des écarts de rémunération entre hommes et femmes et de leur évolution, comme spécifié au niveau de l'équation (eq 1). Pour ce faire, nous commençons par identifier annuellement les différences de rémunérations entre conjoints ($\Delta_{HF}(t)$). Ensuite, nous captions les variations d'une année à l'autre de ces écarts ($\Delta\Delta_{HF}(t-1,t)$). Les

analyses effectuées plus haut nous ayant déjà permis d'identifier une asymétrie d'impacts entre le niveau de rémunération des hommes et celui des femmes, nous avons décomposé chacune des variables $\Delta_{HF}(t)$ et $\Delta\Delta_{HF}(t-1,t)$ en trois segments caractérisant le type, : pro-homme, pro-femme, stable.

Pour $\Delta_{HF}(t)$, nous créons trois variables $\Delta^+_{HF}(t)$; $\Delta^-_{HF}(t)$ et $\Delta^0_{HF}(t)$, définies par :

$$\Delta^+_{HF}(t) = \begin{cases} \Delta_{HF}(t) & \text{si } Y_H(t) - Y_F(t) > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

CETTE VARIABLE CAPTE L'AMPLITUDE DES ÉCARTS DE RÉMUNÉRATION FAVORABLES AUX HOMMES AU SEIN DES COUPLES

$$\Delta^-_{HF}(t) = \begin{cases} -\Delta_{HF}(t) & \text{si } Y_H(t) - Y_F(t) < 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

CETTE VARIABLE CAPTE L'AMPLITUDE DES ÉCARTS DE RÉMUNÉRATION FAVORABLES AUX FEMMES AU SEIN DES COUPLES

$$\Delta^0_{HF}(t) = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_H(t) - Y_F(t) = 0^{(a)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

CETTE VARIABLE PERMET DE POINTER LES COUPLES DANS LESQUELS IL EXISTE UN ÉQUILIBRE ENTRE LES RÉMUNÉRATIONS DES CONJOINTS

De même, nous créons trois variables $\Delta\Delta^+_{HF}(t-1, t)$; $\Delta\Delta^-_{HF}(t-1,t)$ et $\Delta\Delta^0_{HF}(t-1,t)$, définies par :

$$\Delta\Delta^+_{HF}(t-1, t) = \begin{cases} \Delta\Delta_{HF}(t-1,t) & \text{si } \Delta_{HF}(t) - \Delta_{HF}(t-1) > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

CETTE VARIABLE CAPTE L'AMPLITUDE DE LA VARIATION DES ÉCARTS DE RÉMUNÉRATION FAVORABLES AUX HOMMES AU SEIN DES COUPLES.

$$\Delta\Delta^-_{HF}(t-1,t) = \begin{cases} -\Delta\Delta_{HF}(t-1,t) & \text{si } \Delta_{HF}(t) - \Delta_{HF}(t-1) < 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

CETTE VARIABLE CAPTE L'AMPLITUDE DE LA VARIATION DES ÉCARTS DE RÉMUNÉRATION FAVORABLES AUX FEMMES AU SEIN DES COUPLES.

$$\Delta\Delta^0_{HF}(t-1,t) = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta_{HF}(t) - \Delta_{HF}(t-1) = 0^{(a)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

CETTE VARIABLE POINTE LES COUPLES DANS LESQUELS LES ÉCARTS DE RÉMUNÉRATION SONT RESTÉS CONSTANTS

NB : nous avons les différences de moins de 50 euros sont considérées comme nulles. Les résultats ne sont pas du tout modifiés.

En fine, nous estimons le modèle complet suivant :

$$P(\text{rupture en } t) = h_0(t) * \exp[\alpha_1 Y_F(t) + \alpha_2 Y_F^2(t) + \beta_1 \Delta^+_{HF}(t) + \beta_2 \Delta^0_{HF}(t) + \beta_3 \Delta^-_{HF}(t) + \gamma_1 \Delta\Delta^+_{HF}(t-1,t) + \gamma_2 \Delta\Delta^0_{HF}(t-1,t) + \gamma_3 \Delta\Delta^-_{HF}(t-1,t) + \zeta X'] \quad (\text{eq 2})$$

L'estimation des paramètres de (eq. 2) montre que les dynamiques sur le marché du travail influencent de plus en plus la stabilité conjugale quand on passe de la première période (1985-1993) à la seconde (1993-2000). En outre, quelle que soit la période considérée, les écarts et variations sur le marché du travail favorables aux femmes ont des impacts asymétriques à ceux favorables hommes.

Entre 1985 et 1994, seulement deux des six sous-variables sont significatives, signe d'une liaison un peu lâche entre les configurations familiales et les dynamiques professionnelles. Mais les deux effets significatifs reflètent bien l'asymétrie déjà mise en évidence précédemment. Il s'agit, tout d'abord, de l'écart de rémunération au sein du couple quand cet écart est à l'avantage des hommes. Dans ce cas, plus le déséquilibre de rémunération est important en faveur de l'homme, plus le risque de rupture du couple baisse¹². Le second effet significatif est celui de la variation des différences au sein du couple en faveur de la femme, mais cet effet est l'opposé du précédent, i.e. qu'il est plutôt négatif sur la stabilité du couple, avec un risque de rupture s'accroissant d'environ 4% quand l'écart de rémunération varie de 100 euros en faveur des femmes.

Entre 1994 et 2000, les liens entre dynamiques professionnelles et stabilité du couple se renforcent avec, d'une part, une variable supplémentaire significative et, d'autre part, des effets plus importants. Ce regain est essentiellement dû aux configurations relatives favorables aux femmes sur le marché du travail. En effet, aussi bien l'écart de rémunération que sa variation d'une année à l'autre, quand elles sont négatives (reflétant donc une dynamique pro-femme) influencent positivement le risque de rupture, qui s'accroît d'un peu plus de 5% quand, d'une année à l'autre, l'écart homme-femme augmente de 100 euros en faveur de la femme¹³.

¹² Plus précisément, le risque de rupture est réduit 4% environ quand pour chaque 100 euros supplémentaires en faveurs de l'homme.

¹³ Il convient de rappeler qu'au cours de la première période ces écarts ne semblaient pas avoir d'impact significatif sur la stabilité du couple.

En même temps, quand ces écarts subissent des « chocs » en faveur des femmes, c'est-à-dire varient d'une année sur l'autre au profit des femmes, la sphère conjugale réagit par l'accroissement du risque de rupture de l'ordre de 4% pour tout accroissement de 100 euros de cette variation. A contrario, quand les chocs sur les écarts avantagent les hommes, la stabilité du couple en sort renforcée : à toute variation du choc de 100 euros à l'avantage de l'homme est associée une baisse du risque de rupture d'environ 9%.

Cette hausse de la participation des femmes au marché du travail avant la séparation peut-être le signe d'un comportement d'anticipation. Si les études américaines soutiennent le fait que les femmes tendent à augmenter leur activité en prévision d'un divorce, ce comportement est moins fréquent chez les femmes européennes. Donc il n'est pas impossible que certaines femmes luxembourgeoises aient anticipé leur divorce en s'investissant dans le marché du travail. Mais ce comportement ne concernerait qu'une minorité de femmes divorcées.

Tableau 7. Modèle complet : effet des écarts de revenus entre les deux membres du couple (Δhf) et de la variation de ces écarts ($\Delta \Delta hf$) sur le risque de rupture d'union (rapport de risques)

	Psell 1 (1985-1994)	Psell 2 (1994-2001)
Revenu des femmes	1,0012	1,0046
Revenu des femmes au carré	1,0000	1,0000
Ecart de revenus entre homme et femme positif ($\Delta +hf$)	0,9597**	0,9989
Ecart de revenus entre homme et femme nul ($\Delta 0hf$)	0,5533	0,7984
Ecart de revenus entre homme et femme négatif ($\Delta -hf$)	0,9999	1,0529*
Variation positive des écarts entre homme et femme ($\Delta \Delta +hf$)	1,0061	0,9118**
Variation nulle des écarts entre homme et femme ($\Delta \Delta 0hf$)	1,0158	1,4863
Variation négative des écarts entre homme et femme ($\Delta \Delta -hf$)	1,0378*	1,0432**
Nombre années-couples	6265	5534
Nombre de ruptures	116	89

Variables de contrôle : type d'union (mariage/union libre) ; présence du couple en début de panel ; âge de l'homme ; écart d'âge entre conjoints, nationalité de la femme ; présence d'enfant de moins de 10 ans dans le couple ; niveau d'éducation de chacun des conjoints ; revenu hors activité de chacun des conjoints.

IV. CONCLUSION

Les objectifs de cet article étaient doubles. Le premier objectif était de situer le Luxembourg dans la recherche internationale sur les déterminants financiers du divorce. Le second objectif se devait de rendre compte des effets des dynamiques professionnelles sur la stabilité du couple.

Les premiers résultats de cet article confortent l'idée que le Luxembourg présente un comportement similaire à celui des autres pays européens et américains. Premièrement, l'activité féminine tend à augmenter l'instabilité du couple tandis que l'activité masculine tend à la réduire.

Mais le niveau du revenu n'est pas le seul déterminant financier du risque de divorce. La contribution relative de chaque conjoint est également liée au risque de divorce : une contribution importante des femmes luxembourgeoises ou scandinaves au revenu du ménage renforce l'effet d'indépendance et donc, le risque de divorce.

Par contre, Rogers (2004) qui a travaillé sur des données américaines, conclut à une relation curvilinéaire négative entre les deux indicateurs. Il se pourrait donc que l'on soit face à deux types de comportements : d'un côté, les couples américains dont la stabilité repose sur la spécialisation des conjoints, et donc la dépendance économique de l'un d'eux ; les couples européens, dont le fonctionnement repose de plus en plus sur une vision égalitaire du couple, dont la stabilité est ébranlée lorsque la femme contribue à l'essentiel du revenu du ménage ou que l'homme rencontre un échec professionnel ayant des conséquences directes sur ses revenus d'activités.

Les résultats montrent que les différences économiques entre conjoints jouent un rôle de plus en plus important sur la stabilité conjugale (quand on passe de la première à la seconde période). Il ressort ainsi des analyses que sur la période 1994-2001, les différences de salaires, quand elles sont en faveur des femmes (ou quand elles varient d'une année sur l'autre en leur faveur), contribuent plutôt à fragiliser les couples. A l'inverse, quand ces différences, et surtout leurs variations, profitent aux hommes, le couple en sort renforcé. Ces résultats, qui semblent conforter la

théorie traditionnelle de la famille, ont été également mis en évidence dans d'autres pays avec des méthodes et des données différentes. Il serait néanmoins utile de creuser la question au Luxembourg en mobilisant les données du SILC plus récentes et plus complètes sur la saisie des dynamiques matrimoniales.

V. BIBLIOGRAPHIE

ALGAVA Elisabeth, BONNET Carole, SOLAZ Anne (à paraître) *La séparation d'un couple affecte-t-elle la trajectoire professionnelle ?*

BECKER S. Gary (1991) *A treatise on the family*, Cambridge : Harvard University Press.

CHERLIN J. Andrew (1979) *Work life and marital dissolution*, in LEVINGER G., MOLES O.C., ***Divorce and separation. Context, causes and consequences***, New York : Basic books.

GREENSTEIN Theodore N. (1990) *Marital disruption and the employment of married women*, in ***Journal of marriage and the family***, vol. 52.

Hartman and Beck (1999)

HECKERT Alex D., NOWAK Thomas C., SNYDER Kay A. (1998) *The impact of husbands' and wives' relative earnings on marital disruption* in ***Journal of Marriage and Family***, vol. 60.

JALOVAARA Marika (2003) *The joint effects of marriage partners' socioeconomic positions on the risk of divorce* in ***Demography***, vol. 40.

JOHNSON, W.R. et SKINNER, J. (1986) *Labour supply and marital separation* in ***American Economic Review***, vol. 76.

LIU Guiping, VIKAT Andres (2007) *Does divorce risk in Sweden depend on spouses' relative income ? A*

study of marriages from 1981 to 1998, in ***Canadian studies in population***, vol. 34.

Lundberg and Pollack, 1993

Manser et Brown, 1980

Mc Elroy et Horney, 1981

NOCK L. Steven (2001) *The marriages of equally dependent spouses* in ***Journal of family issues***, vol. 22.

ONO Hiromi (1998) *Husbands' and wives' resources and marital dissolution* in ***Journal of Marriage and Family***, vol. 60.

POORTMAN Anne-Rigt (2005) *Women's work and divorce: a matter of anticipation? A research note* in ***European sociological review***, vol. 21.

POORTMAN Anne-Rigt, KALMIJN Matthijs (2002) *Women's labour market position and divorce in the Netherlands: evaluating economic interpretations of the work effect* in ***European Journal of Population***, vol. 18.

ROGERS Stacy J. (2004) *Dollars, Dependency, and Divorce: Four Perspectives on the Role of Wives' Income* in ***Journal of Marriage and Family***, vol. 66.

ROGERS J. Stacy, DEBOER D. Danielle (2001) *Changes in wives' income: effects on marital happiness, psychological well-being, and the risk of divorce* in ***Journal of marriage and the family***, vol. 63.

ROGERS J. Stacy (1999) *Wives' income and marital quality: are there reciprocal effects?* in ***Journal of marriage and the family***, vol. 61.