

5 Les conséquences du divorce : inégales pour les mères et pour les pères mais convergentes entre les cohortes ?²

Introduction

Les recherches sur les conséquences, pour les adultes, du divorce dans les pays occidentaux montrent généralement que les femmes subissent une baisse plus importante de leur bien-être matériel que les hommes (Leopold 2018 ; Leopold et Kalmijn 2016 ; Vaus *et al.* 2017) et, à l'inverse, que les hommes connaissent un déclin assez important dans les domaines immatériels (Andreß et Bröckel 2007 ; Blekesaune 2008 ; Kamp Dush 2013 ; Leopold 2018 ; Leopold et Kalmijn 2016 ; Næss *et al.* 2015). Cette spécificité de genre des effets du divorce est essentiellement liée à la nature des modèles familiaux dans les sociétés étudiées. Leur engagement plus important sur le marché du travail protège les pères de la baisse de revenu du ménage occasionné par la séparation, alors que la participation plus forte des mères à l'éducation des enfants atténue l'effet du divorce sur leur relation avec leurs enfants et les aide à maintenir leur bien-être dans les domaines immatériels (Andreß et Bröckel 2007 ; Kamp Dush 2013 ; Leopold et Kalmijn 2016).

Les changements sociaux ont conduit certains chercheurs à s'interroger sur la stabilité de ces inégalités des conséquences du divorce (Bröckel et Andreß 2015 ; Liu et Umberson 2008). Leur argumentation se réfère à la notion de « révolution du genre » (Hochschild et Machung 2012), à savoir l'hypothèse d'une convergence des rôles des hommes et des femmes. Si les mères ont

1 Cette recherche a été menée dans le cadre du projet FNS « Le divorce en tant que risque social » (subvention n° 149594) et a été améliorée après des échanges avec les membres du NCCR LIVES IP208 (« Configurations familiales et parcours de vie »). Les versions précédentes ont été améliorées après les évaluations de la thèse de doctorat par Ben Jann, Laura Bernardi et Claudine Sauvain-Dugerdil, ainsi que par des commentaires anonymes.

2 Traduction par Roch Millogo et Clémentine Rossier.

accru leur participation au marché du travail et les pères leur engagement dans les soins aux enfants et les travaux ménagers, les principaux moteurs du différentiel des effets du divorce s'affaiblissent. Alors que des comparaisons de cohortes récentes aux États-Unis suggèrent une diminution des conséquences économiques et sanitaires du divorce selon le sexe (Liu et Umberson 2008 ; Tach et Eads 2015 ; Tamborini *et al.* 2015), Bröckel et Andreß (2015) pour l'Allemagne et Le Bourdais *et al.* (2016) pour le Canada concluent en effet à la stabilité du déclin économique des mères qui divorcent. La présente étude complète la littérature en analysant le cas de la Suisse.

Le cas suisse est intéressant, car les évolutions récentes de la vie familiale remettent en question la thèse d'un avantage maternel en matière d'impact émotionnel du divorce, ainsi que celle d'une convergence des conséquences matérielles pour les mères et les pères. Compte tenu du maintien d'un soutien institutionnel faible à la conciliation travail-famille (Matysiak et Węziak-Białowolska 2016), l'augmentation de l'accès à l'emploi des mères suisses a été largement limitée au travail à temps partiel (Liechti 2014). Dans le même temps, l'évolution de la réglementation sur le divorce n'a pas contribué à la convergence du bien-être dans les couples divorcés (Büchler et Cottier 2012: 194). D'une part, les mères continuent à assumer la garde physique dans presque tous les cas. D'autre part, le système de pension alimentaire pour époux est devenu plus restrictif lors de la réforme du droit du divorce en 2000. Même les femmes à faible revenu reçoivent désormais beaucoup moins souvent une pension alimentaire pour elles-mêmes (Kessler 2018: 101). Par conséquent, du fait de leur revenu modeste, de la persistance des modalités de garde non partagée et de la diminution des pensions alimentaires, la situation financière des mères divorcées et leur stress émotionnel dû au conflit travail-famille seraient restés constants (Struffolino *et al.* 2016). Les conséquences émotionnelles négatives pour les pères divorcés résultant de la détérioration de leurs relations avec leurs enfants n'auraient pas non plus diminué.

Le Panel suisse de ménages (PSM) n'a été lancé qu'en 1999. Pour pouvoir tester la stabilité des conséquences du divorce avant et après la réforme de 2000, cette étude s'appuie donc sur un ensemble de cinq enquêtes nationales transversales menées entre 1994 et 2013 et qui comportent des informations sur les histoires maritales, ainsi que sur les revenus et le bien-être émotionnel.

Après l'exposé du cadre théorique et des hypothèses relatives aux conséquences du divorce sur le bien-être économique et émotionnel de chacun des parents, ce chapitre décrit le contexte suisse et en déduit les résultats attendus. Une seconde section introduit les données, les principales variables et la méthode d'analyse employées. On présente ensuite les résultats, section qui inclut une série de contrôles de leur robustesse. Enfin, la conclusion discute

des résultats à la lumière des hypothèses de départ et de leurs implications pour les politiques familiales et les recherches futures sur le sujet.

5.1 Cadre théorique et hypothèses

5.1.1 Différences des conséquences du divorce pour les mères et les pères

Le principal facteur expliquant les différences entre les deux parents dans le vécu du divorce est la répartition des tâches au sein du couple avant et après la séparation (Leopold 2018 ; Leopold et Kalmijn 2016). Dans un contexte où les femmes assument l'essentiel des soins aux enfants et des travaux domestiques et où les hommes s'investissent dans des carrières professionnelles, les mères ont un risque plus élevé de voir diminuer leur bien-être économique que les pères (Vaus *et al.* 2017). Premièrement, elles sont plus susceptibles de cohabiter avec leurs enfants et d'en avoir la responsabilité économique principale ; par conséquent, elles sont souvent désavantagées au niveau matériel. Deuxièmement, en raison de leur investissement professionnel moindre du fait de nombreux obstacles liés à leur rôle familial, elles ont généralement des revenus inférieurs à ceux des pères au moment de la séparation. En effet, comme elles ont en général interrompu leur carrière professionnelle après la naissance de leurs enfants, elles ont des possibilités limitées sur le marché du travail (Pedulla 2016). En plus, le manque de structures de garde pour les enfants peut limiter leur disponibilité pour leur emploi (Van Damme *et al.* 2009). Par conséquent, on peut s'attendre à ce que les mères subissent une plus grande réduction du bien-être économique que les pères à la suite du divorce.

Les différences de genre concernant le bien-être émotionnel sont moins évidentes. D'une part, selon le modèle d'Amato (2000) relatif à l'adaptation des divorcés au stress, on peut affirmer que les difficultés économiques se répercutent sur d'autres domaines de la vie. Les faibles ressources financières des mères peuvent accroître et prolonger le stress lié à la séparation (Wang et Amato 2000) et avoir des répercussions négatives sur leur santé mentale ou physique (Dahl *et al.* 2015 ; Liu et Chen 2006). Les mères divorcées risquent également d'être affectées de manière disproportionnée dans leur bien-être émotionnel par la pression du temps résultant de la gestion simultanée de la garde des enfants et de leur emploi (Van der Heijden *et al.* 2016 ; Struffolino *et al.* 2016). En outre, la cohabitation avec leurs enfants réduit leurs chances de se remettre en couple (Schnor *et al.* 2017), ce qui prolonge leur précarité financière et l'absence de soutien émotionnel par un nouveau partenaire.

D'autre part, on peut s'attendre à ce que les pères soient confrontés à une baisse particulièrement importante de leur bien-être émotionnel. En premier

lieu, les hommes sont moins souvent à l'origine de l'initiative du divorce que les femmes (Kalmijn et Poortman 2006). Cela peut résulter du fait que les femmes souffrent davantage de la mauvaise qualité de la relation conjugale et qu'elles sont donc plus actives dans l'initiation de la séparation ; les hommes peuvent alors être surpris par la dissolution de l'union et souffriraient davantage dans la période qui la suit (Andreß et Bröckel 2007 ; Blekesaune 2008 ; Kalmijn 2017 ; Leopold 2018 ; Leopold et Kalmijn 2016). La deuxième raison est liée aux types de ressources procurées par le mariage (Waite et Gallagher 2001). Il semble que les hommes bénéficient particulièrement du soutien affectif de leur conjointe (Bernard 1982 ; Næss *et al.* 2015). Si cela se vérifie, le divorce devrait donc affecter le bien-être mental des pères. Troisièmement, les relations parent-enfant sont aussi une dimension qui peut expliquer les disparités entre les sexes concernant les conséquences psychologiques du divorce (Yuan 2016). S'ils sont sources de difficultés financières pour le parent qui en assume la garde, les enfants peuvent aussi lui procurer du bien-être émotionnel. Les divorces peuvent ainsi entraîner une rupture particulièrement forte dans les relations entre le père et ses enfants (Graaf et Fokkema 2007 ; Grätz 2017) et donc affecter le bien-être émotionnel du premier (Yuan 2016).

Dans un contexte où l'État n'apporte qu'un soutien limité à la garde externe des enfants, on peut alors s'attendre à ce que le divorce soit une expérience particulièrement stressante pour les mères en raison d'une tension forte entre le travail et la famille. Pour la Suisse, l'hypothèse est donc que le divorce affecte négativement *le bien-être émotionnel des deux parents, sans différence notable entre les mères et les pères.*

5.1.2 Une diminution des différences de genre ?

Les conséquences du divorce sont-elles devenues plus semblables pour les mères et pour les pères ? La principale source de différences entre les sexes étant l'inégalité des rôles au sein du couple marié, la réponse à cette question réside dans les évolutions des modèles familiaux. Dans les pays occidentaux, les femmes se retirent moins du marché du travail suite au mariage et à la naissance des enfants (Juhn et McCue 2016). Par conséquent, la contribution financière moyenne des mères dans les ménages s'est accrue, donc la perte du revenu de leur partenaire après divorce pourrait ne pas réduire de façon importante leur bien-être économique. Les pères, en revanche, sont de plus en plus affectés, car ils perdent une partie de plus en plus élevée des revenus antérieurs du ménage. Des données provenant des États-Unis et du Royaume-Uni suggèrent que les cohortes plus récentes de femmes divorcées ont subi des réductions moins importantes de leur revenu (Jenkins 2008 ;

Tach et Eads 2015). En revanche, il n'existe aucune étude sur l'évolution du bien-être économique pour les hommes divorcés.

La diminution des inégalités de genre dans le couple devrait également se traduire par une réduction des disparités des conséquences émotionnelles du divorce. Lorsque les hommes et les femmes partagent mieux les responsabilités dans le soutien émotionnel et pratique envers l'autre et envers les enfants, les différences de genre face aux conséquences immatérielles de la dissolution du mariage devraient diminuer. L'initiative du divorce devrait alors être plus souvent prise par les deux conjoints, la séparation devrait moins affecter la santé des hommes et avoir un impact moindre sur les relations du père avec ses enfants.

Cependant, d'autres facteurs pourraient avoir modifié ces conséquences immatérielles. Avec le nombre croissant de personnes qui ne sont pas en union, les chances de retrouver un partenaire ont explosé (Becker et Jann 2017), ce qui pourrait atténuer les conséquences émotionnelles du divorce, tant pour les hommes que pour les femmes, en diminuant par exemple la prévalence des sentiments de solitude (Van Tilburg *et al.* 2015). En outre, la croissance du nombre de divorces a rendu cet événement plus acceptable et la stigmatisation des « divorcés » a diminué (Kalmijn 2010; Martin et Parashar 2006). La réduction de l'impact émotionnel du divorce pourrait avoir affaibli les disparités de genre à cet égard. Pourtant, des recherches aux États-Unis ont montré un accroissement de l'effet négatif du divorce sur la santé (Liu 2012), et cet accroissement est plus marqué chez les femmes (Liu et Umberson 2008).

Pour la Suisse, deux arguments contredisent les hypothèses sur l'évolution de l'impact différentiel du divorce selon le sexe. Premièrement, le soutien institutionnel à la conciliation travail-famille est resté faible (Matysiak et Węziak-Białowolska 2016), et l'entrée des mères sur le marché du travail a donc été limitée généralement à des emplois à temps partiel, ce qui n'a entraîné qu'une amélioration modérée de leur indépendance économique (Liechti 2014). Deuxièmement, les changements législatifs n'ont pas atténué l'impact du divorce. D'une part, le système des pensions alimentaires pour époux est devenu nettement plus restrictif: l'alignement du droit du divorce sur le concept de mariage égalitaire et la suppression de la notion de faute a coïncidé avec un recul substantiel de la pension alimentaire pour époux (Büchler et Cottier 2012: 191); même les femmes qui se trouvent au bas de l'échelle des revenus ont vu leur probabilité d'obtenir une pension alimentaire diminuer considérablement avec l'introduction de la nouvelle loi sur le divorce (Kessler 2018: 101); de plus, de récentes décisions du tribunal fédéral ont réduit l'âge maximum des enfants au-dessous duquel le conjoint assumant la garde peut bénéficier d'une pension alimentaire (Friedli 2018). D'autre

part, malgré l'introduction en 2000 de la garde légale partagée des enfants, la garde physique reste largement assumée par les mères (Cantieni 2007 : 176).

On peut donc s'attendre à ce que l'amélioration de la situation économique des mères liée à leur plus grande participation au marché du travail soit neutralisée par le fait qu'elles ont le plus souvent un travail à temps partiel, faiblement rémunéré, et par la réduction des pensions alimentaires. En outre, la répartition inégale de la garde des enfants a probablement contribué à maintenir un niveau élevé de stress émotionnel chez les deux parents, à travers le conflit travail-famille pour les mères et la détérioration des relations avec les enfants pour les pères. Par conséquent, l'hypothèse est que, dans les deux cohortes étudiées, *la baisse de bien-être économique est plus marquée pour les mères et qu'il n'y a pas de différences entre les sexes pour les conséquences du divorce sur le bien-être émotionnel.*

5.2 Données, méthodes et sources potentielles de biais

5.2.1 Données

Selon le modèle causal de Rubin (Imbens et Rubin 2015), les conséquences du divorce se réfèrent à la différence entre le niveau attendu $E[Y_1 | D=1]$ pour les divorcés ($D=1$) et un niveau comparatif si les divorcés étaient restés mariés, $E[Y_0 | D=1]$. Les études conventionnelles sur les conséquences du divorce identifient ce dernier par la situation des individus avant le divorce et $E[Y_1 | D=1]$ avec la situation après le divorce.

Les études quantitatives sur les conséquences du divorce en Suisse utilisent généralement les données du Panel suisse de ménages (PSM) (Budowski *et al.* 2009 ; Kalmijn 2017 ; Masia 2016). Toutefois, ce panel n'ayant été lancé qu'en 1999, il ne nous permet pas d'analyser la stabilité des conséquences du divorce avant et après la réforme de 2000. Par conséquent, la présente étude s'appuie sur les données synthétiques fournies par un ensemble de cinq enquêtes nationales transversales par échantillons aléatoires qui ont été menées entre 1994 et 2013 et qui comportent des informations sur les histoires maritales, ainsi que sur les revenus et le bien-être émotionnel des deux parents. Les personnes interrogées dans l'enquête famille et fécondité (ESF 1994-1995), l'enquête suisse sur la population active (ESPA, 1998) et la première vague du PSM (PSM I, 1999) constituent la cohorte des personnes ayant divorcé dans les années 1990. La quatorzième vague du PSM (PSM II, 2013) et l'Enquête sur les Familles et les Générations (EFG 2013) fournissent des données sur une cohorte de personnes ayant divorcé entre 2009 et 2013 (OFS 2018 ; Diekmann *et al.* 1998 ; FORS 2015 ; Voorpostel *et al.* 2019).

En raison de la nature transversale des données disponibles, le niveau de bien-être attendu pour les individus restés mariés ($D=0$), $E[Y_0 | D=0]$, est pris comme approximation de $E[Y_0 | D=1]$ et comparée à celui des divorcés observés juste après leur divorce ($E[Y_1 | D=1]$). Les pères et mères toujours mariés sont donc utilisés comme groupe témoin : leur bien-être observé est pris comme approximation du bien-être des divorcés s'ils étaient restés mariés.

5.2.2 Échantillon et mesures

Le groupe des divorcés comprend des couples ayant *divorcé d'un premier mariage et ayant au moins un enfant biologique âgé de moins de 18 ans l'année de leur séparation*. Compte tenu de la limite supérieure d'âge dans l'EFG, l'échantillon ne prend en compte que les individus âgés de moins de 50 ans. Des études longitudinales sur les conséquences du divorce suggèrent que, en moyenne, les divorcés se rapprochent du niveau de satisfaction de la vie qu'ils avaient avant le divorce au terme de trois à cinq années après la séparation (Kalmijn 2017 ; Leopold et Kalmijn 2016). Par conséquent, l'échantillon a été volontairement limité aux personnes depuis quatre ans ou moins (0 à 4 ans). Après suppression des individus pour lesquels il manque des informations sur les variables essentielles à l'analyse³, l'échantillon se compose de 480 personnes divorcées récemment de leur premier mariage⁴ (254 divorcés dans les années 1990, 226 entre 2009 et 2013). Le groupe témoin est composé d'un total de 7 224 individus âgés de moins de 50 ans ayant des enfants et qui étaient toujours dans leur premier mariage au moment de l'enquête.

Le bien-être économique des personnes divorcées est examiné par le revenu équivalent⁵ (après déduction de la sécurité sociale mais avant paiement des impôts). Selon la méthode adoptée dans des études récentes sur les conséquences économiques du divorce (Bröckel et Andreß 2015 ; Tach et Eads 2015 ; Vaus *et al.* 2017), l'ajustement a été effectué en divisant le revenu total du ménage par le nombre des membres du ménage à la puissance 0,5, ce qui suppose des économies d'échelle modérées. Les participants à l'ESF ont fourni des informations sur les classes de revenus mensuels de leurs ménages (0-2 000 CHF, 2 001-3 000 CHF, 3 001-4 000 CHF, 4 001-5 000 CHF, 5 001-6 000 CHF, 6 001-8 000 CHF, 8 001-10 000 CHF et au-delà de 10 000 CHF). Le centre

3 Année de naissance, année de mariage, éducation, séparation des parents, le nombre et l'âge des enfants.

4 Elles proviennent des quatre enquêtes : respectivement 35 % de l'EFG, 30 % de l'ESF, 26 % du PSM et 9 % de l'ESPA.

5 Le revenu équivalent tient compte du fait que les ménages plus grands ont des coûts individuels moindre. Ainsi, les ménages de différente taille deviennent comparables.

des intervalles a été pris comme valeur réelle et, pour des raisons de comparabilité entre les enquêtes, les revenus des autres enquêtes ont été recodés dans les mêmes classes. Toutes enquêtes confondues, 18 % des individus ne fournissent pas d'informations sur leurs revenus ; ces cas ont été supprimés. Tous les revenus sont ajustés au pouvoir d'achat de 1994 pour tenir compte des changements du coût de la vie et des niveaux de salaires entre les cohortes.

Suivant l'approche choisie par d'autres études sur les effets émotionnels du divorce (Kalmijn 2017), le bien-être émotionnel est mesuré sur la base de l'autodéclaration. La valeur la plus faible (0) indique que la personne interrogée est « très malheureuse » (l'ESF), qu'elle « ne se sent jamais heureuse » (EFG) ou qu'elle souffre continuellement de « dépression, blues, anxiété » (PSM)⁶. La valeur la plus élevée (5) indique que le répondant est « très heureux » (l'ESF), qu'il « se sent toujours heureux » (EFG) ou qu'il ne connaît jamais de « dépression, blues, anxiété » (PSM). L'ESPA n'a pas inclus de mesure du bien-être émotionnel. L'échantillon combiné (incluant les répondants de l'ESPA) comporte des informations manquantes dans 23 % des cas ; ils ont été supprimés.

Pour la construction des échantillons témoins (voir section 5.3), nous utilisons l'information sur l'âge du répondant au moment de l'enquête, l'année d'entrée en cohabitation avec le conjoint, le nombre d'enfants de moins de 7 ans et de 7 ans et plus, si le répondant a vécu une rupture d'union de ses parents et son niveau d'éducation. Le niveau d'éducation est mesuré par le nombre d'années de scolarité selon une échelle d'équivalence de 1997 (Jann et Engelhardt 2008). La sélection des variables de contrôle est réalisée sur le critère d'une ressemblance maximale entre les divorcés et les mariés dans les dimensions observées, qui déterminent conjointement la probabilité de divorce et leur bien-être économique et émotionnel.

5.2.3 Méthodologie

Les indicateurs d'intérêt pour cette étude sont les différences de bien-être entre les divorcés et les groupes témoins, et les différences de genre parmi les divorcés comparativement à celles parmi les groupes témoins. Ils sont estimés par des modèles des moindres carrés (régressions linéaires) spécifiques à chaque cohorte, qui incluent des variables muettes indiquant si l'individu est divorcé ou témoin. Des termes d'interaction sont ajoutés pour prendre en compte les différences de genre dans la variable muette ; nous utilisons des variables dépendantes logarithmiques. L'exponentiel des coefficients bêta des variables muettes

6 Dans la ligne des conclusions des recherches sur l'équivalence des mesures de la qualité de vie, nous supposons l'équivalence de ces mesures du bien-être émotionnel (Medvedev et Landhuis 2018).

exprime ainsi les différences de proportion entre les divorcés et les groupes témoins (1 = aucun écart, les valeurs inférieures à 1 = des niveaux plus petits pour les divorcés), et les termes d'interaction désignent la différence relative des valeurs des variables muettes entre les sexes (1 = aucune différence entre les sexes, les valeurs inférieures à 1 = une différence plus petite pour les mères).

Avant de réaliser les analyses, deux types de pondération ont été appliqués pour assurer la comparabilité entre les divorcés et les témoins, et entre les cohortes.

Premièrement, l'équilibre d'entropie (Hainmueller 2012) est utilisé pour calculer les poids⁷ à affecter aux groupes témoins de chacune des deux cohortes de divorcés afin qu'ils aient la même distribution des variables explicatives que les divorcés⁸. Le tableau 1 indique que, par rapport aux divorcés, les personnes toujours mariées ont un nombre d'enfants d'âge préscolaire plus élevé et une plus petite proportion d'entre elles a déjà vécu la séparation de leurs parents (surtout dans la seconde cohorte). Lorsque l'on applique les pondérations, les deux échantillons ont des moyennes et des variances presque identiques pour toutes les variables indépendantes. Par conséquent, les estimations des différences entre divorcés et témoins expriment alors soit les effets causaux du divorce, soit des différences non observées entre les divorcés et les témoins (voir la section 5.4).

Deuxièmement, des ajustements sont appliqués pour accroître la comparabilité entre les cohortes. Des arguments théoriques suggèrent que l'évolution des différences entre les sexes des effets du divorce est déterminée par les changements potentiels dans la participation des mères au marché du travail et dans l'attribution de la garde des enfants. Cependant, les différences observées entre les cohortes concernant les écarts entre les divorcés et les groupes témoins pourraient aussi résulter de la baisse de la fécondité et de l'augmentation de l'âge au divorce (Brown et Lin 2012), d'une modification de la fréquence des remariages (Becker et Jann 2017) ou de changements dans le niveau d'éducation des divorcés (Kessler 2017). Pour pouvoir analyser les effets dus à l'emploi féminin et au système de garde, la composition de la population des divorcés doit être maintenue constante. Par conséquent, avant de procéder à la comparaison entre les divorcés et les témoins, des pondérations

7 Les distributions des divorcés sont estimées à l'aide des poids d'enquête, qui sont échelonnés en fonction de la taille de l'échantillon de chaque enquête, de sorte que les observations provenant de petites enquêtes ont un poids plus important.

8 Pour exclure la possibilité que les observations des divorcés proviennent d'enquêtes différentes de celles des contrefactuels et que ces différences de représentation des différentes enquêtes entre les divorcés et les contrefactuels diffèrent entre les sexes, la contrainte d'équilibre est précisée de telle sorte que les proportions d'enquêtes spécifiques au sexe soient identiques entre les divorcés et les contrefactuels (non indiqué dans le tableau 1).

Tableau 1: Caractéristiques des divorcés et des témoins, selon les pondérations d'enquête et celles générées par l'équilibre d'entropie

Cohorte des divorcés: années 1990

Caractéristiques	Divorcés, poids d'enquête		Groupe témoin, poids d'enquête		Groupe témoin poids d'équilibre d'entropie	
	Moyenne	Variance	Moyenne	Variance	Moyenne	Variance
Âge	37.67	32.94	38.22	42.13	37.67	32.94
Année de mariage	1984	40.32	1984	60.10	1984	40.32
Nombre d'enfants de moins de 7 ans	0.55	0.75	0.85	0.96	0.55	0.75
Nombre d'enfants ≥ 7 ans	1.58	1.26	1.40	1.50	1.58	1.26
Proportion de répondants ayant vécu une séparation de leurs parents (%)	0.11	0.10	0.08	0.07	0.11	0.10
Éducation (années)	11.64	6.08	11.59	5.66	11.64	6.08

Cohorte des divorcés: 2009-2013

Caractéristiques	Divorcés, poids d'enquête		Groupe témoin, poids d'enquête		Groupe témoin, poids d'équilibre d'entropie	
	Moyenne	Variance	Moyenne	Variance	Moyenne	Variance
Âge	40.00	29.41	40.11	39.39	40.00	29.42
Année de mariage	2000	30.96	2001	49.71	2000	30.96
Nombre d'enfants de moins de 7 ans	0.46	0.39	0.80	0.74	0.46	0.39
Nombre d'enfants ≥ 7 ans	1.44	0.85	1.22	1.30	1.44	0.86
Proportion de répondants ayant vécu une séparation de leurs parents (%)	0.24	0.18	0.14	0.12	0.24	0.18
Éducation (années)	12.42	9.60	12.61	9.45	12.42	9.60

Source: ESF, ESPA, EFG 2013, PSM I/II calculs de l'auteur (OFS 2018; Diekmann *et al.* 1998; FORS 2015; Voorpostel *et al.* 2019).

générées par l'équilibre d'entropie sont appliquées. On supprime ainsi les effets perturbateurs dus aux écarts entre cohortes en matière d'âge, de durée du mariage, de cohabitation avec un partenaire au moment de l'enquête, de nombre d'enfants, de niveau d'éducation et d'une éventuelle expérience de la séparation des parents. On conserve en revanche les différences relatives à

l'emploi et à la présence des enfants dans le ménage pour prendre en compte leurs conséquences sur le bien-être.

Le tableau 2 donne un aperçu des caractéristiques et de la taille des échantillons de parents divorcés dans les deux cohortes. Comme attendu, les taux d'emploi des mères et leur niveau d'éducation sont nettement plus élevés dans

Tableau 2: Description de l'échantillon par sexe et par cohorte

Caractéristiques	Cohorte de divorcés: années 1990		Cohorte de divorcés: 2009-2013		Cohorte de divorcés: 2009-2013 avec la composition des années 1990	
	Mères	Pères	Mères	Pères	Mères	Pères
Age (moyenne)	38*	38**	39	41	38	38
Durée du mariage (moyenne)	11	10	11	10	11	10
Années d'études (moyenne)	11**	12	13	12	11	12
Séparation des parents (%)	12**	10*	24	25	12	10
Employé (%)	62**	96	81	94	78	97
Taux d'emploi si employé (moyenne)	68	91	63	94	59	96
Partenaire cohabitant (%)	31**	30	18	30	31	30
Nombre d'enfants de moins de 7 ans (moyenne)	0.49	0.62	0.40	0.57	0.49	0.62
Nombre d'enfants de 7 ans et plus (moyenne)	1.64	1.49	1.50	1.32	1.64	1.49
Enfants en cohabitation de moins de 18 ans (%)	90*	29	81	30	80	30
Revenu équivalent mensuel en CHF (moyenne)	3172	5024	3075	4970	2900	5029
Bonheur (moyenne)	3.90**	4.01*	3.61	3.58	3.51	3.78
N	170	84	150	76	150	76

Les tests de significativité statistique font référence aux différences (pour chaque sexe respectivement) entre sexes entre des moyennes de cohortes non ajustées (première et deuxième colonnes).

† p < 0,10; * p < 0,05; ** p < 0,01.

Divorcés de moins de 50 ans, entre 0 et 4 ans après la séparation. Taux d'emploi: 100 % équivaut à 42 heures par semaine.

Source: ESF, ESPA, EFG, PSM I/II calculs de l'auteur (OFS 2018; Diekmann *et al.* 1998; FORS 2015; Voorpostel *et al.* 2019).

la cohorte plus récente. Contrairement aux attentes, dans la cohorte récente, les mères divorcées sont nettement moins nombreuses à cohabiter avec un nouveau partenaire que dans la cohorte plus âgée. On constate que toutes ces différences de composition sont éliminées après l'application de la pondération. L'emploi et la garde des enfants ayant été exclus de cette pondération, les différences entre cohortes à cet égard sont maintenues.

5.3 Principaux résultats

Le tableau 3 présente les estimations des différences entre les divorcés et les groupes témoins selon le sexe pour chacune des deux cohortes. Parmi la cohorte des années 1990, il existe des différences nettes entre les sexes concernant le revenu du ménage. Les mères divorcées déclarent des revenus inférieurs de 19 % ($p < 0,001$) à ceux des groupes témoins, contre des revenus supérieurs de 24 % ($p < 0,01$) pour les pères, ce qui représente une différence statistiquement significative entre les sexes ($p < 0,001$). Concernant le bien-être émotionnel, les mères (-9 %) et les pères (-11 %) divorcés déclarent des niveaux de bonheur significativement inférieurs ($p < 0,05$) à ceux des groupes témoins. La différence de coefficients entre les mères et les pères n'est cependant pas significative statistiquement.

Les tendances générales sont les mêmes pour la cohorte des personnes qui ont divorcé entre 2009 et 2013. Les mères déclarent des revenus inférieurs à ceux des groupes témoins et, comme pour la cohorte des années 1990, les différences sont positives pour les pères divorcés et 1,5 fois plus élevées que pour les mères ($p < 0,001$). Celles entre les divorcés et les groupes témoins sont moins prononcées en ce qui concerne le bien-être émotionnel (n'atteignant qu'un niveau de 10 % de significativité statistique) et elles sont statistiquement similaires entre les sexes.

Un troisième modèle présente le scénario hypothétique dans lequel, pour les divorcés, il n'y a pas eu de modifications, entre les cohortes, de la structure par âge, de la durée du mariage, du nombre d'enfants, de la cohabitation avec un partenaire, de l'éducation et de l'expérience de la séparation des parents. Pour le bien-être économique et émotionnel, cet ajustement de la composition conduit à des résultats plus favorables pour les pères divorcés par rapport à leurs groupes témoins (leur revenu est significativement plus élevé et leur bien-être émotionnel ne diffère pas significativement). Au contraire, le désavantage économique reste largement inchangé pour les mères divorcées (environ 30 % de moins que les témoins), mais le bien-être émotionnel serait moins bon ; les différences entre les sexes sont alors statistiquement significatives ($p < 0,05$).

Tableau 3: Différences entre les divorcés et les groupes témoins

Cohorte de divorcés: années 1990			
	Mères β (SE)	Pères β (SE)	Interactions du genre β (SE)
Revenu équivalent du ménage	0.809*** (0.048)	1.244*** (0.079)	1.539*** (0.133)
Bonheur/dépression	0.914† (0.034)	0.894† (0.042)	0.979 (0.059)
Cohorte de divorcés: 2009 à 2013			
	Mères β (SE)	Pères β (SE)	Interactions du genre β (SE)
Revenu équivalent du ménage	0.705*** (0.042)	1.097 (0.086)	1.557*** (0.151)
Bonheur/dépression	0.949† (0.027)	0.935† (0.038)	0.984 (0.048)
Cohorte de divorcés: 2009-2013 avec la composition des années 1990			
	Mères β (SE)	Pères β (SE)	Interactions du genre β (SE)
Revenu équivalent du ménage	0.718*** (0.051)	1.264** (0.093)	1.762*** (0.182)
Bonheur/dépression	0.921† (0.034)	1.041 (0.040)	1.131* (0.061)

Les valeurs rapportées sont des coefficients bêta exponentiels des principaux effets et des termes d'interaction provenant de modèles moindres carrés avec des variables dépendantes logarithmiques. Les coefficients principaux expriment les facteurs par lesquels les divorcés s'écartent des contrefactuels, les interactions entre les sexes le rapport de ces facteurs entre les pères et les mères (1 = aucune différence par rapport aux contrefactuels/aucune différence entre les sexes). Estimations sur un sous-échantillon de personnes divorcées âgées de moins de 50 ans, entre 0 et 4 ans après la séparation.

SE: erreurs standard. † p < 0,10; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001.

Source: ESF, ESPA, EFG, PSM I/II, calculs de l'auteur (OFS 2018; Diekmann *et al.* 1998; FORS 2015; Voorpostel *et al.* 2019).

En résumé, les résultats vérifient nos hypothèses. Dans les deux cohortes, les mères divorcées sont économiquement moins aisées et les pères divorcés n'ont pas un revenu ajusté inférieur par rapport à leurs groupes témoins. Les personnes divorcées ont un bien-être émotionnel inférieur à celui des groupes témoins et ce désavantage est similaire pour les mères et pour les pères dans les deux cohortes. Cependant, cette stabilité des différences de genre en matière d'écarts entre le bien-être émotionnel des divorcés et celui des témoins résulterait de changements dans la composition de la population des

divorcés. Ces changements ont bénéficié au bien-être émotionnel des mères divorcées, mais ont eu des implications inverses pour les pères.

5.4 Vérification de la robustesse des résultats

Deux types de biais peuvent affecter les conclusions exposées précédemment et nécessitent des vérifications de robustesse. Le premier concerne la mesure du bien-être tant économique qu'émotionnel. En raison des restrictions imposées par l'ESF et l'ESPA, le revenu des ménages est mesuré avant déduction des transferts privés en espèces et en nature (par exemple, les pensions alimentaires pour enfants) et des impôts. Plusieurs études ont souligné que les hommes souffriraient davantage du divorce sur le plan économique quand on emploie des mesures du revenu net après impôt et transferts (Bröckel et Andreß 2015 ; DiPrete et McManus 2000 ; McManus et DiPrete 2001) ou qu'on évalue directement le bien-être économique à l'aide d'indicateurs de privation (Aassve *et al.* 2007).

Afin d'évaluer l'effet de la mesure du bien-être économique utilisée, les analyses ont été répétées pour le sous-échantillon des répondants de l'EFG, qui ont fourni des informations plus détaillées sur leur situation économique. Dans le tableau 4, la comparaison de différents indicateurs économiques montre que les pensions alimentaires versées par les hommes réduisent d'environ un tiers le désavantage économique des femmes divorcées, mais n'éliminent pas totalement les différences de genre à cet égard. Autres mécanismes de péréquation, tels que les transferts en nature ou une charge fiscale différenciée pour les mères et pour les pères, pourraient aussi réduire l'écart entre les sexes en matière de bien-être économique des divorcés. Ainsi, lorsque le bien-être financier est mesuré par des déclarations subjectives (dernière colonne du tableau 4), les différences de genre des conséquences du divorce deviennent statistiquement non significatives. Toutefois, il n'est pas certain que ce résultat montre une égalité objective : il pourrait refléter des différences dans la manière dont les mères et les pères évaluent subjectivement leur situation financière. En résumé, bien que les principales estimations des revenus des pères divorcés exagèrent certainement leur bien-être économique, elles suggèrent à juste titre que les pertes de revenus disponibles avant corrections des impôts sont plus importantes pour les mères que pour les pères.

Quant aux conclusions relatives au bien-être émotionnel, elles pourraient être affectées par les différences de mesure entre les enquêtes (voir section « Échantillon et mesures »). C'est pourquoi le tableau 5 présente des estimations spécifiques aux différentes enquêtes. Les résultats montrent que, dans l'ESF et l'EFG, les pères toujours mariés ont tendance à déclarer des niveaux

Tableau 4: Différences entre les divorcés et les groupes témoins selon quelques mesures du bien-être économique

	(1) Brut: revenu équivalent du ménage <i>Exp(B)</i> (SE)	(2) Net: revenu équivalent du ménage moins les pensions alimentaires payées <i>Exp(B)</i> (SE)	(3) Subjectif: régler facilement les problèmes financiers <i>Exp(B)</i> (SE)
Mères divorcées (vs. mères groupe témoin)	0.657*** (0.049)	0.654*** (0.049)	0.770*** (0.057)
Pères groupe témoin (vs. mères, groupe témoin)	1.028 (0.088)	1.027 (0.087)	1.058 (0.089)
Interaction du genre	1.613*** (0.192)	1.408** (0.166)	1.179 (0.137)
N	280	280	280

Interaction du genre se réfère à l'effet de divorce. *Exp(B)*: Coefficients exponentiels. SE: erreurs types. La pension alimentaire est la somme des paiements versés à un ex-partenaire ou aux enfants.

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Source: EFG (OFS 2018).

de bien-être émotionnel plus faibles que les mères toujours mariées. Dans les données de ces enquêtes, en revanche, les différences entre les divorcés et les groupes témoins sont plus importantes pour les pères que pour les mères. Dans les deux échantillons du PSM, la tendance est inversée: le bien-être émotionnel des pères mariés est meilleur que celui des pères divorcés. Ainsi, les différences de genre face aux conséquences du divorce pourraient donc varier selon que l'on utilise une mesure positive du bien-être émotionnel (le bonheur, dans l'ESF et l'EFG) ou négative (la dépression, le blues et l'anxiété dans les PSM). Mais ces différences n'ont qu'une influence limitée sur nos hypothèses car, quelle que soit la mesure, les différences entre les sexes ne sont pas statistiquement significatives. De plus, des informations provenant des deux types de mesures sont incluses dans les deux cohortes.

Un deuxième type de préoccupation est lié à la nature transversale des données. De nombreux travaux ont montré que les personnes en situation financière défavorable et mauvaise santé courent un risque accru de séparation (McLanahan *et al.* 2013). Par conséquent, malgré l'utilisation de la pondération d'équilibre, les différences entre divorcés et groupes témoins ne reflèteraient pas seulement les effets du divorce, mais aussi des situations distinctes avant la séparation. Les résultats pourraient donc surestimer l'effet du divorce.

Tableau 5: Différences de bien-être émotionnel entre les divorcés et groupes témoins selon l'enquête

	(1) EFF (1994-1995) <i>Exp</i> (B) (SE)	(2) PSM I (1999) <i>Exp</i> (B) (SE)	(3) PSM II (2013) <i>Exp</i> (B) (SE)	(4) EFG (2013) <i>Exp</i> (B) (SE)
Mères divorcées (vs. mères groupe témoins)	0.896* (0.043)	0.961 (0.069)	0.948 (0.056)	0.970 (0.032)
Pères groupe témoins (vs. mères groupe témoins)	0.964 (0.050)	1.113 (0.081)	1.078 (0.071)	0.970 (0.036)
Interaction du genre	1.045 (0.077)	0.894 (0.092)	0.962 (0.094)	0.994 (0.053)
N	236	191	166	316

Interaction du genre se réfère à l'effet de divorce. *Exp*(B) : Coefficients-exponentiel. SE : erreurs standard. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Source: ESF, EFG, PSM I/II (OFS 2018 ; FORS 2015 ; Voorpostel *et al.* 2019).

Cependant, cette sélectivité des divorcés n'affecterait les résultats que si elle variait selon les sexes et les cohortes. Or, comme les pères et les mères sont issus de la même population, la sélectivité en matière de revenu ne peut pas différer entre les sexes. En revanche, les recherches existantes suggèrent que l'influence de la santé physique sur le divorce varie selon le genre (Karraker et Latham 2015). Pour évaluer l'impact potentiel de la sélectivité, nous comparons, dans les données des PSM (1999-2017), les estimations issues des modèles de régression pondérés par l'équilibre d'entropie avec les estimations issues de modèles à effets individuels fixes. Pour les estimations à effets fixes, la situation témoin se réfère au niveau de bien-être avant la séparation ; par conséquent, s'agissant du suivi des mêmes personnes, c'est bien l'effet du divorce qui est considéré ici (Brüderl et Ludwig 2015). Afin d'augmenter la comparabilité, les résultats présentés dans le tableau 6 utilisent uniquement les données du PSM (les estimations se réfèrent à 2013).

La comparaison des coefficients montre que les soupçons d'une surestimation de l'effet causal du divorce dans l'analyse principale sont injustifiés. Les coefficients des effets fixes confirment la tendance constatée dans l'analyse principale : la rupture d'union entraîne une diminution similaire du bien-être émotionnel chez les mères et chez pères (l'interaction de genre n'est pas statistiquement significative) et cette diminution se réduit au fil du temps (l'interaction « Mères divorcés X tendance temporelle » statistiquement significative). On voit aussi que la séparation réduit fortement les revenus bruts équivalents des mères et, inversement, accroît significativement celui des pères.

En outre, comme on le constate pour les estimations transversales, les transferts vers d'autres ménages réduisent ces différences de genre d'environ un tiers.

Tableau 6: Différences entre divorcés et groupes témoins dans les enquêtes du PSM: estimations transversales et à effets fixes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Dépression: transversal	Dépression: effets fixes	Revenu du ménage, équivalent: transversal	Revenu du ménage, équivalent: effets fixes	Revenu du ménage, équivalent, moins les pensions alimentaires payées: effets fixes
	<i>Exp</i> (B) (SE)	<i>Exp</i> (B) (SE)	<i>Exp</i> (B) (SE)	<i>Exp</i> (B) (SE)	<i>Exp</i> (B) (SE)
Mères divorcées (vs. groupe témoins) en 2013	0.948 (0.056)	0.952 (0.034)	0.719** (0.072)	0.527*** (0.027)	0.525*** (0.028)
Pères groupe témoins (vs. mères groupe témoins)	1.078 (0.071)		1.128 (0.125)		
Divorcés x pères (interaction de genre)	0.962 (0.094)	1.060 (0.060)	1.460* (0.238)	2.048*** (0.170)	1.718*** (0.145)
Tendance temporelle mères groupe témoin		1.032 (0.026)		1.016 (0.038)	1.033 (0.039)
Mères divorcées x tendance temporelle		1.008* (0.004)		0.993 (0.005)	0.993 (0.005)
Tendance temporelle x pères groupe témoins		0.989 (0.011)		0.951** (0.012)	0.948** (0.016)
Divorcés x tendance temporelle x pères		1.002 (0.006)		1.013 (0.009)	1.012 (0.009)
N	166	2 299	213	2 569	2 566
Individus		420		435	435

Exp(B): Coefficients exponentiels. SE: erreurs standard. * p < 0.05; ** p < 0.01; *** p < 0.001.

Estimations transversales: MCO avec utilisation des poids générés par l'équilibre d'entropie sur les observations du PSM II. Estimations à effets fixes: observations de la structure longitudinale du PSM jusqu'à 4 ans avant et 4 ans après la séparation, séparation maritale entre 2000 et 2017. Toutes les estimations se réfèrent à l'effet de la séparation des ménages en présence d'un enfant de moins de 18 ans et sont limitées aux individus âgés de moins de 50 ans.

Contrôlée pour les tendances d'âge linéaires et quadratiques.

Source: PSM (FORS 2018).

5.5 Conclusion

Cette étude a été motivée par des recherches qui postulent que, si les mères souffrent davantage sur le plan économique après le divorce, les pères paient un tribut immatériel plus élevé (Leopold 2018), et que ces différences de genre devraient diminuer avec des pratiques familiales plus égalitaires (Bröckel et Andreß 2015 ; Liu et Umberson 2008 ; Tach et Eads 2015). Dans un contexte de faible financement public de la garde d'enfants, remplir simultanément le rôle principal de soutien économique et de pourvoyeur de soins aux enfants peut être stressant. Par conséquent, on pouvait difficilement s'attendre à ce que, en Suisse, les mères souffrent moins émotionnellement d'un divorce que les pères (Struffolino *et al.* 2016). De plus, le faible niveau de soutien institutionnel pour l'emploi et les revenus des mères, la faible proportion d'enfants de divorcés vivant avec leur père et la diminution de la pension alimentaire avec la révision de la loi sur le divorce en 2000 laissaient prévoir une stabilité dans les conséquences du divorce pour les parents.

Les résultats confirment ces hypothèses. Premièrement, les différences entre les sexes en ce qui concerne les conséquences sur les revenus ajustés du ménage des parents divorcés sont stables d'une cohorte à l'autre. Les mères déclarent des revenus nettement inférieurs à ceux d'un couple toujours marié dans les deux cohortes, ce qui n'est pas observé pour les pères. Deuxièmement, les résultats suggèrent que les mères et les pères divorcés ont effectivement des niveaux similaires de bien-être émotionnel, mais que ces niveaux sont inférieurs à ceux de leurs homologues mariés n'ayant pas connu de séparation. Enfin, les tensions émotionnelles du divorce ont diminué – une tendance identique pour les mères et pour les pères.

Dans l'ensemble, l'étude apporte des éléments probants qui permettent de conclure que, malgré une augmentation de la participation des mères divorcées au marché du travail d'environ 20 points de pourcentage en moins de 20 ans (cf. tableau 1), le divorce représente toujours un risque substantiel pour leur bien-être économique. La persistance d'un fort impact économique du divorce pour les mères, malgré leur plus grande participation au marché du travail ne peut pas s'expliquer par une modification de la composition de la population des divorcés. Elle doit plutôt être attribuée soit à l'augmentation du travail à temps partiel faiblement rémunéré des mères, soit à la diminution des pensions alimentaires pour époux qui a coïncidé avec la révision de la loi sur le divorce en 2000. Les déclarations subjectives des pères font état de tensions financières après le divorce. Par conséquent, plutôt que de mettre en place des politiques visant à renforcer le paiement de pensions alimentaires qui augmenteraient encore la pression économique sur les pères, cette étude encourage les efforts en cours qui visent à augmenter les revenus des mères

mariées. Cependant, comme cela a été simulé par la comparaison des cohortes à composition ajustée, l'augmentation de la participation des mères au marché de l'emploi, sans diminution des inégalités en matière de garde d'enfants, pourrait entraîner pour celles-ci des effets émotionnels du divorce plus négatifs (cf. tableau 3). Outre les mesures qui facilitent la conciliation travail-famille (par exemple, des services de garderie accessibles), des avancées en matière de partage physique de la garde des enfants pourraient soulager la pression sur la gestion du temps du parent concerné (Van der Heijden *et al.* 2016). De plus, une participation accrue des pères dans ce domaine pourrait leur permettre de conserver des relations plus fortes avec leurs enfants et donc de réduire les conséquences émotionnelles du divorce.

Pour renforcer ces conclusions, il serait nécessaire d'avoir des données longitudinales qui permettraient d'étudier l'évolution des situations personnelles après le divorce dans différents contextes institutionnels, en particulier selon le niveau de soutien public pour la garde externe des enfants (Tach et Eads 2015 ; Tamborini *et al.* 2015). Ces données devraient comprendre des variables mesurant le bien-être des parents dans des domaines économiques et immatériels, tels que la satisfaction de la vie, les relations sociales et les conflits travail-famille (Kalmijn 2017 ; Leopold 2018 ; Leopold et Kalmijn 2016). Il importe aussi de pouvoir examiner un large éventail d'arrangements de la vie de couple (tels que les couples dans lesquels la femme est le soutien de famille). Cela donnerait une meilleure compréhension des mécanismes qui sous-tendent les différences de genre face aux conséquences matérielles et immatérielles du divorce et permettrait d'évaluer les solutions institutionnelles nécessaires pour les atténuer.

Références bibliographiques

- Aassve A., Betti G., Mazzucco S., Mencarini L. (2007), « Marital disruption and economic well-being : a comparative analysis », *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 170(3) : 781-799.
- Amato P. R. (2000), « The consequences of divorce for adults and children », *Journal of Marriage and Family*, 62(4) : 1269-1287.
- Andreß H. J., Bröckel M. (2007), « Income and life satisfaction after marital disruption in Germany », *Journal of Marriage and Family*, 69(2) : 500-512.
- Becker R., Jann B. (2017), « Educational expansion and homogamy. An analysis of the consequences of educational upgrading for assortative mating in Switzerland », *Swiss Journal of Sociology*, 43(3) : 481-513.
- Bernard J. (1982), *The Future of Marriage*. New Haven, Yale University Press.
- Blekesaune M. (2008), « Partnership transitions and mental distress : investigating temporal order », *Journal of Marriage and Family*, 70(4) : 879-890.

- Bröckel M., Andreß H. L. (2015), « The economic consequences of divorce in Germany: what has changed since the turn of the millennium? », *Comparative Population Studies*, 40(5): 277-312.
- Brown S. L., Lin I. F. (2012), « The gray divorce revolution: rising divorce among middle-aged and older adults, 1990-2010 », *The Journals of Gerontology: Series B*, 67(6): 731-741.
- Brüderl J., Ludwig V. (2015), « Fixed-effects panel regression », in H. Best et C. Wolf (eds), *The SAGE Handbook of Regression Analysis and Causal Inference* (pp. 327-358). London, SAGE Publications Ltd.
- Büchler A., Cottier M. (2012), *Legal Gender Studies: Rechtliche Geschlechterstudien*. Zürich, Nomos.
- Budowski M., Masia M., Tillmann R. (2009), « Psychological health. An analysis of the intersection of cumulative disadvantage and partnership events », *Swiss Journal of Sociology*, 35(2): 357-376.
- Cantieni .L (2007), *Gemeinsame elterliche Sorge nach Scheidung: eine empirische Untersuchung*. Bern, Stämpfli.
- Dahl S. Å., Hansen H. T., Vignes B. (2015), « His, her, or their divorce? Marital dissolution and sickness absence in Norway », *Journal of Marriage and Family*, 77(2): 461-479.
- Diekmann A., Armingeon K., Jann B., Franzen A., Geissbühler S., Engelhardt H. (1998), *Working Conditions, Work Orientation, and Labor Market Participation*. Bern, University of Bern.
- DiPrete T. A., McManus P. A. (2000), « Family change, employment transitions and the welfare state: household income dynamics in the United States and Germany », *American Sociological Review*, 65(3): 343-370.
- FORS (2015), *Mikrozensus Familie*. Lausanne, FORS.
- Friedli D. (2018), « Mütter sollen nach der Scheidung an die Arbeit », *NZZ am Sonntag*: <https://nzzas.nzz.ch/schweiz/muetter-sollen-nach-der-scheidung-an-die-arbeit-ld.1403633?reduced=true>.
- Graaf de P. M., Fokkema T. (2007), « Contacts between divorced and non-divorced parents and their adult children in the Netherlands: an investment perspective », *European Sociological Review*, 23(2): 263-277.
- Grätz M. (2017), « Does separation really lead fathers and mothers to be less involved in their children's lives? », *European Sociological Review*, 33(4): 551-562.
- Hainmueller J. (2012), « Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies », *Political Analysis*, 20(1): 25-46.
- Hochschild A., Machung A. (2012), *The Second Shift: Working Families and the Revolution at Home*. London, Penguin.
- Imbens G. W., Rubin D. B. (2015), *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Jann B. (2007), « Making regression tables simplified », *Stata Journal*, 7(2): 227-244.

- Jann B., Engelhardt H (2008), « Geschlechtsspezifische Lohnungleichheit und berufliche Segregation in der Schweiz, 1991-2006 », in B. Jann *Erwerbsarbeit, Einkommen und Geschlecht – Studien zum Schweizer Arbeitsmarkt* (pp. 61-105). Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Jenkins S. P. (2008), « Marital Splits and Income Changes over the Longer Term », in M. Brynin et J. Ermisch (eds), *Changing Relationships* (pp. 217-236). Oxon, Routledge.
- Juhn C., McCue C. (2016), « Evolution of the marriage earnings gap for women », *The American Economic Review*, 106(5) : 252-256.
- Kalmijn M., Poortman A. R. (2006), « His or her divorce? The gendered nature of divorce and its determinants », *European Sociological Review*, 22(2) : 201-214.
- Kalmijn M. (2010), « Country differences in the effects of divorce on well-being: the role of norms, support and selectivity », *European Sociological Review*, 26(4) : 475-490.
- Kalmijn M. (2017), « The ambiguous link between marriage and health: a dynamic reanalysis of loss and gain affects », *Social Forces*, 95(4) : 1607-1636.
- Kamp Dush C. M. (2013), « Marital and cohabitation dissolution and parental depressive symptoms in fragile families », *Journal of Marriage and the Family*, 75(1) : 91-109.
- Karraker A., Latham K. (2015), « In sickness and in health? Physical illness as a risk factor for marital dissolution in later life », *Journal of Health and Social Behavior*, 56(3) : 420-435.
- Kessler D. (2017), « The influence of educational expansion on partnership stability: a cohort study of first partnerships in Switzerland », *Swiss Journal of Sociology*, 43(3) : 543-566.
- Kessler D. (2018), *Underestimated Risks? Four Studies on the Availability of Resources after Partnership Separation in Switzerland*. Thèse, University of Bern, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät.
- Le Bourdais C., Jeon S. H., Clark S., Lapierre-Adamcyk E. (2016), « Impact of conjugal separation on women's income in Canada: does the type of union matter? », *Demographic Research*, 35 : 1489-1522.
- Leopold T., Kalmijn M. (2016), « Is divorce more painful when couples have children? Evidence from long-term panel data on multiple domains of well-being », *Demography*, 53(6) : 1717-1742.
- Leopold T. (2018), « Gender differences in the consequences of divorce: a study of multiple outcomes », *Demography*, 55(3) : 769-797.
- Liechti L. (2014), « Die Entwicklung bildungsspezifischer Ungleichheiten in der Arbeitsmarktpartizipation von Müttern in der Schweiz zwischen 1970 und 2010 », *Zeitschrift Für Soziologie*, 43(5) : 361-378.
- Liu R., Chen Z. (2006), « The effects of marital conflict and marital disruption on depressive affect: a comparison between women in and out of poverty », *Social Science Quarterly*, 87(2) : 250-271.

- Liu H., Umberson D. J. (2008), «The times they are a changin': marital status and health differentials from 1972 to 2003», *Journal of Health and Social Behavior*, 49(3): 239-253.
- Liu H. (2012), «Marital dissolution and self-rated health: age trajectories and birth cohort variations», *Social Science and Medicine*, 74(7): 1107-1116.
- Martin S. P., Parashar S. (2006), «Women's changing attitudes toward divorce, 1974-2002: evidence for an educational crossover», *Journal of Marriage and Family*, 68(1): 29-40.
- Masia M. (2016), «Eheliche Auflösung und Neugründung von Paargemeinschaften: Analyse von Geschlechtereffekten beim Einkommen», *Swiss Journal of Sociology*, 42(3): 468-498.
- Matysiak A., Węziak-Białowska D. (2016), «Country-specific conditions for work and family reconciliation: an attempt at quantification», *European Journal of Population*, 32(4): 475-510.
- McLanahan S., Tach L., Schneider D. (2013), «The causal effects of father absence», *Annual Review of Sociology*, 39: 399-427.
- McManus P. A., DiPrete T. A. (2001), «Losers and winners: the financial consequences of separation and divorce for men», *American Sociological Review*, 66(2): 246-268.
- Medvedev O. N., Landhuis C. E. (2018), «Exploring constructs of well-being, happiness and quality of life», *PeerJ*. DOI:10.7717/peerj.4903.
- Næss S., Blekesaune M., Jakobsson N. (2015), «Marital transitions and life satisfaction evidence from longitudinal data from Norway», *Acta Sociologica*, 58(1): 1-16.
- OFS. (2018), *Enquête sur les familles et les générations*. Neuchâtel: OFS.
- Pedulla D. S. (2016), «Penalized or protected? Gender and the consequences of nonstandard and mismatched employment histories», *American Sociological Review*, 81(2): 262-289.
- Schnor C., Pasteels I., Van Bavel J. (2017), «Sole physical custody and mother's repartnering after divorce», *Journal of Marriage and Family*, 79(3): 879-890.
- Struffolino E., Bernardi L., Voorpostel M. (2016), «Self-reported health among lone mothers in Switzerland: do employment and education matter?», *Population-E*, 71(2): 187-214.
- Tach L., Eads A. (2015), «Trends in the economic consequences of marital and cohabitation dissolution in the United States», *Demography*, 52(2): 401-432.
- Tamborini C. R., Couch K. A., Reznik G. L. (2015), «Long-term impact of divorce on women's earnings across multiple divorce windows: a life course perspective», *Advances in Life Course Research*, 26(4): 44-59.
- Van Damme M., Kalmijn M., Uunk W. (2009), «The employment of separated women in Europe: individual and institutional determinants», *European Sociological Review*, 25(2): 183-197.
- Van der Heijden F., Poortman A. R., Van der Lippe T. (2016), «Children's postdivorce residence arrangements and parental experienced time pressure», *Journal of Marriage and Family*, 78(2): 468-481.

- Van Tilburg T. G., Aartsen M. J., Van der Pas S. (2015), «Loneliness after divorce : a cohort comparison among dutch young-old adults », *European Sociological Review*, 31(3) : 243-352.
- Vaus de D., Gray M., Qu L., Stanton D. (2017), «The economic consequences of divorce in six OECD countries», *Australian Journal of Social Issues*, 52(2) : 180-199.
- Voorpostel M., Tillmann R., Kuhn U., Lipps O., Ryser V.-A., Schmid F., Antal E., Wernli B. (2019), *Swiss Household Panel Userguide (1999-2017)*. Lausanne, FORS.
- Waite L., Gallagher M. (2001), *The Case for Marriage: Why Married People Are Happier, Healthier and Better off Financially*. New York, Broadway Books.
- Wang H., Amato P. R. (2000), « Predictors of divorce adjustment : stressors, resources and definitions », *Journal of Marriage and Family*, 62(3) : 655-668.
- Yuan A. S. (2016), « Father-child relationships and nonresident fathers' psychological distress : what helps and what hurts? », *Journal of Family Issues*, 37(5) : 603-621.