



Le prix jeune auteur-e 2015

Pour cette première édition du prix, qui a désormais vocation à devenir annuel, le jury était présidé par Marianne Kempeneers (Université de Montréal) et composé de Nico Kielman (Université d'Oslo), Emmanuelle Cambois (Ined, Paris), Bruno Schoumaker (Université catholique de Louvain), et Olivia Samuel (Université de Versailles Saint-Quentin-en-Yvelines).

La rédaction de la revue dédie ce prix 2015 à Valeria Solesin, doctorante en démographie à l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne accueillie à l'Ined, qui a péri dans les attentats de Paris le 13 novembre 2015.

Le mot de la présidente du jury

Le prix jeune auteur-e de la revue *Population* récompense cette année un article parmi les 26 qui lui ont été adressés. On souligne d'entrée de jeu la variété et la grande qualité des textes soumis, témoins d'une relève internationale, dynamique et prometteuse pour l'avenir de la démographie. Des auteur-e-s de 11 pays, couvrant quatre continents, Europe, Afrique, Asie et Amérique du Nord, ont proposé un texte. Onze articles étaient en anglais et quinze en français. Quant aux thématiques, elles traversaient bien sûr les champs classiques de la démographie (fécondité, nuptialité, mortalité et migration), selon des perspectives et des méthodologies très diverses, alliant parfois le quantitatif et le qualitatif. Mais loin de se restreindre à ces seules thématiques, plusieurs articles s'intéressent aux inégalités de milieu social, de genre et d'origine ethnique en lien avec l'éducation, le travail, le logement, etc. Du fait de cette grande diversité et de la qualité de l'ensemble de cette production, le choix final s'est révélé ardu et, outre celui de la lauréate, 13 auteur-e-s ont été invité-e-s à proposer une version révisée de leur article au comité éditorial de *Population*.

Déroulement de cette première édition du concours : des 26 textes reçus, une première sélection a conduit à en éliminer quatre, considérant qu'ils n'entraient pas dans le champ de la revue ou que leur qualité scientifique était insuffisante. Chacun des 22 autres articles ont été envoyés anonymisés à

deux lecteurs externes. Les membres du jury ont ensuite pris connaissance de l'ensemble des textes et des rapports (le tout anonymisé). La délibération finale s'est déroulée le 9 février 2016. Comme nous l'indiquions précédemment, les débats ont porté non seulement sur le prix mais aussi l'éventualité d'une recommandation aux candidats d'une soumission révisée pour le comité de rédaction de *Population*.

Nous rendons hommage ici à la récipiendaire du prix, Emanuela Struffolino pour son article « La santé perçue des mères de familles monoparentales en Suisse : le rôle de l'activité professionnelle et de l'éducation » écrit avec Laura Bernardi et Marieke Voorpostel. Emanuela Struffolino est actuellement post-doctorante au WZB Berlin Social Science Center. L'article traite de l'état de santé des mères en situation monoparentale en Suisse, pays dans lequel les politiques de conciliation famille-travail sont peu développées. Il vise à comparer l'état de santé perçue de ces mères et celui des femmes en couple, en tenant compte des possibles interactions avec deux autres facteurs affectant également la santé, le statut d'emploi et le niveau d'éducation. Ce texte, qui repose sur une exploitation des données du Panel suisse de ménages sur la période 1999-2011, apporte une contribution originale au champ de la famille et de l'activité féminine et, plus particulièrement, aux débats sur les liens entre monoparentalité, statut socioéconomique et santé.

Compte tenu du succès de ce prix, la revue va réitérer ce concours pour l'année 2016, et j'invite chaleureusement les jeunes auteur·e·s travaillant sur des thématiques démographiques à y participer. Je vous souhaite une excellente lecture de l'article de la lauréate de l'année 2015.

Marianne Kempeneers



Emanuela STRUFFOLINO*, Laura BERNARDI**,
Marieke VOORPOSTEL°

La santé perçue des mères de familles monoparentales en Suisse : le rôle de l'activité professionnelle et de l'éducation

Il est parfois difficile de travailler pour les mères de famille monoparentale, d'autant plus quand elles vivent dans un pays où peu de moyennes sont mis en œuvre pour articuler travail rémunéré et charges parentales. Dans un tel contexte, est-il préférable de travailler et disposer de plus de ressources financières, au risque d'avoir une vie plus stressante, ou d'y renoncer ? Quel est le lien entre ces choix d'activité et la santé perçue ? Telle est la question que se posent Emanuela STRUFFOLINO, Laura BERNARDI et Marieke VOORPOSTEL dans le contexte particulier de la Suisse où les mères avec de jeunes enfants à charge, quelle que soit leur situation conjugale, ne sont pas incitées par l'État à exercer une activité rémunérée à temps plein. Mobilisant le panel suisse des ménages, les auteures analysent les relations entre la santé perçue et l'exercice d'un travail rémunéré à temps plein ou à temps partiel, pour les mères seules relativement aux mères en couple, selon leur niveau d'instruction. Elles mettent en exergue un risque plus élevé de mauvaise santé déclarée pour les mères seules par rapport aux mères en couple, en particulier pour celles qui ne travaillent pas ou travaillent peu d'heures.

Les recherches dans différents domaines ont montré des inégalités de santé selon les groupes sociaux. Ces différences d'état de santé ont été attribuées à un certain nombre de caractéristiques liées à l'individu, à la famille et à la société (Dannefer, 2003 ; Fritzell *et al.*, 2007 ; Weitoft Ringbäck *et al.*, 2002 ; Whitehead *et al.*, 2000). Au niveau individuel, les caractéristiques

* WZB – Berlin Social Science Center.

** NCCR-LIVES, Faculté des sciences sociales et politiques, Université de Lausanne.

° FORS, Centre de compétences suisse en sciences sociales (FORS), Université de Lausanne.

Correspondance : Emanuela Struffolino, WZB – Berlin Social Science Center, Reichpietschufer 50 | 10785, Berlin, Allemagne, tél : +49 30 25491 434, courriel : emanuela.struffolino@wzb.eu

associées à un meilleur état de santé incluent le fait d'avoir un emploi et de vivre avec un partenaire (Cullati, 2014 ; Huber *et al.*, 2011). Si le statut d'activité et le fait d'être en couple ont chacun été reconnus comme des déterminants de santé dans une perspective de parcours de vie (Elder *et al.*, 2003), l'examen de l'interaction de ces trois domaines peut mettre en lumière les caractéristiques d'une population potentiellement vulnérable. Cela est particulièrement pertinent à une époque où les situations familiales changent rapidement avec la progression des séparations et des divorces : la monoparentalité devient une expérience courante vécue par des groupes sociaux différents, ce qui peut accentuer les inégalités au sein de la population de mères qui élèvent seules leurs enfants (Bernardi et Mortelmans, 2016 ; Eidoux et Letablier, 2007).

Le fait d'être une mère seule en activité a été associé à une moins bonne santé aux États-Unis (Bianchi et Milkie, 2010), révélant ainsi un lien inattendu entre emploi et santé. Les rares études existantes sur la relation entre travail rémunéré et santé pour les parents seuls ont présenté des résultats empiriques contrastés (Friedland et Price, 2003 ; Macran *et al.*, 1994). Certaines études mettent en évidence une relation négative entre travail rémunéré et santé pour les parents élevant seuls des enfants : par rapport aux mères ayant un partenaire, les mères seules exerçant une profession ne profitent pas du bénéfice potentiel de l'emploi sur la santé (Avison *et al.*, 2007 ; Burström *et al.*, 2010 ; Dziak *et al.*, 2010). Cela peut être dû au stress supplémentaire lié aux rôles multiples qu'elles assument, à savoir concilier travail et vie de famille (Okechukwu *et al.*, 2012 ; Sabbath *et al.*, 2011). Pourtant, les études qui comparent les mères seules en emploi et au chômage montrent que les premières ont une meilleure santé physique et psychologique (Hewitt *et al.*, 2006). Dans la plupart des cas, ces différences sont largement expliquées par les niveaux de revenus plus élevés des mères qui travaillent (Conger et Elder, 1994 ; Hope *et al.*, 1999 ; Wickrama *et al.*, 2006). Certains travaux montrent des effets positifs de l'emploi pour les mères seules, y compris à revenu égal (Ross et Bird, 1994). Enfin, l'État providence et les politiques sociales sont des déterminants importants de la santé et des inégalités qui y sont liées (Beckfield et Krieger, 2009 ; Berkman *et al.*, 2015).

Notre recherche contribue à la littérature existante en analysant l'association de la situation familiale, la santé et l'emploi en Suisse. Ce pays est caractérisé par un faible niveau d'aide sociale pour les parents (Office fédéral de la statistique, OFS 2015), une division du travail fortement sexuée, un taux élevé de travail à temps partiel chez les femmes et des inégalités salariales importantes entre hommes et femmes (Bütler et Ruesch, 2007 ; Stutz et Knupfer, 2012). Ces caractéristiques exposent potentiellement les mères qui s'occupent seules de leurs enfants à beaucoup de stress, dans la mesure où la vie de famille est considérée comme une affaire privée (Armingeon, 2001 ; Ballestri et Bonoli, 2003 ; Valarino et Bernardi, 2010), et où les revenus

tirés de l'activité professionnelle sont particulièrement désavantageux pour les femmes.

En Suisse, comme dans de nombreux autres pays européens, les caractéristiques sociodémographiques de la population vivant dans des familles monoparentales sont plus hétérogènes dans les cohortes récentes. Plus précisément, l'âge d'entrée en monoparentalité des mères s'est étendu et les niveaux d'éducation de ces mères sont plus diversifiés. Par conséquent, l'engagement des mères seules dans le monde du travail rémunéré est devenu également plus variable (Struffolino et Bernardi, 2016).

Nous utilisons les données du Panel suisse de ménages pour examiner les différences de santé perçue entre les mères seules avec et sans emploi et les mères qui vivent avec un partenaire. Nous observons en particulier deux facteurs liés à l'emploi susceptibles de modifier le lien entre travail rémunéré et santé chez les parents seuls : l'éducation et le nombre d'heures travaillées.

I. Les mères seules en Suisse

En Suisse, les statistiques officielles définissent les parents seuls comme des parents âgés de 15 à 54 ans vivant sans partenaire et avec au moins un enfant de moins de 18 ans⁽¹⁾ : les parents seuls représentent 6 % de la population dans ce groupe d'âges, et ce sont en majorité des femmes (Struffolino et Bernardi, 2016).

La combinaison de mesures de conciliation entre travail et famille limitées (Monnier, 2006) et d'inégalités salariales hommes-femmes substantielles et en augmentation – plus particulièrement parmi les catégories les moins éduquées –, se traduit par un faible taux d'emploi à plein temps des femmes (Bühlmann *et al.*, 2012 ; OFS, 2013) en Suisse. Des services publics de la petite enfance onéreux, des congés parentaux courts et une fiscalité basée sur le mariage sont les composants clés du modèle d'« un pourvoyeur et demi » (Bütler et Ruesch, 2007) dans lequel les hommes travaillent à plein temps tandis que les mères travaillent à temps partiel pour s'ajuster à leurs obligations parentales (Giraud et Lucas, 2009).

La couverture insuffisante des services de prise en charge des enfants âgés de moins de 3 ans et le coût élevé des crèches publiques constituent, sans doute, les plus grandes failles des politiques de conciliation entre le travail et la famille (Thoenen, 2010). Le niveau des dépenses publiques pour la petite enfance est très faible en Suisse, c'est même le plus faible des pays de l'OCDE (Thévenon, 2011), et cela impose aux parents d'assumer plus de 80 % des coûts, y compris dans le système public.

(1) Il existe un vif débat dans la recherche scientifique pour définir le seuil de l'âge d'enfant dépendant : 18 ou 25 ans. La plupart du temps, c'est le seuil de 18 ans qui est retenu, en particulier pour faciliter les comparaisons entre les pays (Bernardi et Mortelmans, 2016).

À côté d'un marché du travail pénalisant pour les femmes et de la faiblesse des politiques de conciliation entre le travail et la famille, les dispositifs d'aide aux plus démunis sont relativement répandus et universels en Suisse par rapport à bien d'autres pays européens (Armingeon *et al.*, 2004; Bertozzi *et al.*, 2005). Les politiques de lutte contre la pauvreté peuvent avoir deux conséquences pour les mères seules : soit elles agissent comme une protection face aux besoins économiques immédiats et urgents, soit elles découragent les mères seules de travailler dans un marché de l'emploi qui leur est défavorable. Par ailleurs, il est très difficile pour les mères seules ayant un travail faiblement rémunéré de trouver une structure d'accueil à plein temps pour leur enfant, soit parce que ces structures manquent, soit parce que leur coût est trop élevé. Vivre des aides sociales peut apparaître alors comme une bonne stratégie, du moins à court terme, en particulier pour les mères seules les moins instruites, afin de faire face à des contraintes temporelles et économiques importantes. Cependant, le fait de rester en dehors du marché du travail peut avoir plusieurs conséquences négatives à long terme, en particulier la dépréciation du capital social et des compétences, qui peuvent affecter les perspectives d'emploi. Dans ce contexte, il n'est pas surprenant que – comme dans de nombreux autres pays occidentaux – les familles monoparentales soient surreprésentées parmi les ménages pauvres ou dépendants des aides sociales (OFS, 2013). Les mères seules sont plus susceptibles d'être sans emploi ou d'occuper des emplois précaires et faiblement rémunérés, et donc d'être d'autant plus pénalisées (Stutz et Knupfer, 2012).

II. Cadre théorique

Les liens entre monoparentalité et santé

Les données empiriques ont systématiquement montré que les individus en couple sont en meilleure santé, tant d'un point de vue physique que psychologique, et qu'ils ont une meilleure espérance de vie que les individus ne vivant pas en couple, qu'ils soient veufs, divorcés ou jamais mariés (Cairney *et al.*, 2003; Mirowsky et Ross, 2003; Schumacher et Vilpert, 2011; Wickrama *et al.*, 2006). Le soutien émotionnel dont bénéficient les individus en couple qui, en retour, se traduit par une meilleure santé, est l'un des mécanismes importants avancé pour expliquer cette relation. Après une séparation ou un divorce, les mères ont généralement le droit de garde des enfants : pour elles, l'impact négatif sur la santé est aussi la conséquence du fardeau supplémentaire imposé par le fait d'être devenue le principal pourvoyeur de revenus du foyer et d'assumer la majeure partie ou la totalité des soins aux enfants (Benzeval, 1998; Okechukwu *et al.*, 2012; Sabbath *et al.*, 2011) tout en bénéficiant d'un moindre soutien émotionnel (Cairney *et al.*, 2003).

Tandis que par le passé, le fait d'avoir des enfants nés hors mariage était l'un des chemins les plus fréquents menant à la monoparentalité (Kiernan et

al., 1998), la rupture du lien conjugal devient une cause de plus en plus courante. La séparation et le divorce ont un impact négatif sur la santé dans la mesure où ils constituent souvent des événements stressants. Même si la rupture d'une relation conflictuelle peut se traduire par des améliorations dans la santé et le bien-être de la femme (Andress et Bröckel, 2007 ; Baranowska-Rataj *et al.*, 2013), des recherches ont montré les conséquences négatives sur la santé psychologique pendant la période du divorce et des effets sur la santé physique à long terme (Lorenz *et al.*, 2006). En outre, la transition vers la monoparentalité implique un changement dans la répartition des rôles qui peut s'accompagner d'une multiplication des facteurs de stress, tels que la baisse des ressources économiques, l'augmentation des problèmes financiers (Avellar et Smock, 2005 ; de Regt *et al.*, 2013 ; Manting et Bouman, 2006), des tensions parentales plus fortes et un isolement social accru (Targosz *et al.*, 2003 ; Smith, 1980), qui ont à leur tour un effet délétère sur la santé physique (Pearlin *et al.*, 2005) et psychologique (Okechukwu *et al.*, 2012). Les effets négatifs de la monoparentalité en début ou au cours du cycle de vie sont associés à une moins bonne santé ou à un plus grand risque de handicap plus tard en fin de vie (Berkman *et al.*, 2015).

Cependant, la causalité entre la santé et la conjugalité fonctionne également dans l'autre sens : les individus en bonne santé sont plus susceptibles d'entrer en union (Koball *et al.*, 2010) et moins susceptibles de divorcer (Joung *et al.*, 1998). De plus, les processus simultanés et la causalité inverse sont observés dans de nombreuses études portant sur des évaluations subjectives de la satisfaction individuelle, du bien-être et du niveau de bonheur (Adams *et al.*, 2003 ; Headey et Muffels, 2014).

Nous ne nous concentrons pas ici sur la direction causale de l'association, mais sur l'association elle-même, et nous nous attendons à ce qu'en Suisse également, les mères seules se déclarent en moins bonne santé que les mères vivant en couple (hypothèse 1).

Relations entre monoparentalité, emploi et santé

L'association positive entre l'emploi et les différents indicateurs de santé ont également été largement évalués (Huber *et al.*, 2011). Dans la plupart des cas, cette association s'est révélée peu sensible au nombre d'heures travaillées ou à la qualité du travail (Bardasi et Francesconi, 2004 ; Cai, 2010 ; Caroli et Godard, 2014, Hewitt *et al.*, 2006 ; Ross et Mirowsky, 1995).

L'association de l'emploi et de la santé relève à la fois d'un processus de causalité et d'un mécanisme de sélection. La participation au marché du travail améliore la santé parce qu'elle allège les contraintes économiques et stimule le lien social (Bird et Fremont, 1991 ; Ross et Mirowsky, 1995). Bien que le travail rémunéré ne soit pas toujours le moyen le plus efficace pour sortir de la pauvreté, c'est souvent une condition nécessaire pour améliorer la santé psychologique et physique (Ross et Bird, 1994). Le mécanisme de sélection

implique que les individus en bonne santé ont aussi plus de chances de faire partie de la population active occupée (Cai et Kalb, 2006 ; Goldman, 2006).

L'association entre emploi et santé peut aussi différer selon le statut parental. Assumer le rôle de parent et de travailleur peut représenter une expérience enrichissante, la diversification de l'investissement dans différentes sphères sociales (famille et travail) ayant un effet positif sur la santé et le bien-être des individus (Greenhaus et Powell, 2006 ; Sieber, 1974). Les multiples rôles peuvent apporter non seulement un surplus de ressources économiques et non économiques, mais aussi compenser les échecs dans un domaine de la vie par des réussites dans un autre. Cependant, les mères ont plus de risques d'avoir un lien plus faible au marché du travail et un parcours professionnel plus chaotique que les hommes ou que les femmes sans enfant dans la plupart des pays, ce qui peut limiter les bénéfices du travail rémunéré sur leur santé. De plus, les rôles multiples sont difficiles à assumer et peuvent aussi créer du stress, ce qui a en retour des conséquences négatives graves et durables sur la santé (Barrett et Turner, 2005). L'examen systématique des déterminants de santé et de leur évolution dans le temps montre que l'emploi a un effet positif sur les femmes ayant de faibles responsabilités familiales (généralement des femmes sans enfant ou avec des enfants plus âgés) et un effet négatif lorsqu'il est combiné à d'autres facteurs de stress tels que de lourdes charges professionnelles ou domestiques (Cullati *et al.*, 2014).

Pour les mères seules en particulier, la combinaison du travail et de la parentalité peut être stressante. Certains résultats suggèrent que le fardeau des rôles multiples empêche les mères seules de percevoir le bénéfice à la fois du travail rémunéré et d'une meilleure santé (Avison *et al.*, 2007 ; Baker *et al.*, 1999 ; Burström *et al.*, 1999 ; Dziak *et al.*, 2010). Toutefois, d'autres études établissent que, comparées aux mères qui n'ont pas d'emploi, celles qui travaillent sont en meilleure santé physique, soit parce qu'elles ont des enfants plus âgés, ce qui implique moins de pression et de conflit entre travail et famille (Hewitt *et al.*, 2006), soit parce qu'elles disposent de revenus plus élevés (Benzeval, 1998). D'autres études montrent que l'association positive entre emploi et santé pour les mères en situation de monoparentalité persiste même après avoir pris en compte le statut socioéconomique et le revenu (Rodriguez, 2002).

Il est essentiel de noter que l'importance du statut parental sur la relation entre emploi et santé varie selon les pays en raison des différences de structure du marché du travail et des régimes de protection sociale. Des variations considérables existent aussi d'un pays à l'autre en matière d'accès à l'emploi pour les mères seules par rapport aux mères en couple : un lien plus fort avec le marché du travail caractérise les pays où des politiques d'emploi plus flexibles et plus favorables aux familles sont mises en œuvre (Plantenga *et al.*, 2010). Il est constaté par ailleurs que, même lorsqu'elles ont un travail, les femmes qui vivent avec un partenaire ont souvent des revenus plus faibles (Blossfeld et Drobnic, 2001), ce qui compromet leur capacité à réagir au besoin accru de

garde d'enfant et de revenus après une séparation ou un divorce (Friedland et Price, 2003).

Dans le contexte suisse où les mesures favorisant la conciliation travail-famille sont rares, les bénéfices du travail rémunéré sur la santé sont peut-être moindres par rapport à d'autres pays européens. Néanmoins, conformément à la majorité des recherches sur le sujet, nous nous attendons à ce que l'emploi rémunéré soit positivement associé à la santé pour les mères en général, avec un lien plus faible pour les mères seules par rapport aux mères vivant avec un partenaire (hypothèse 2a). De plus, les solutions pour assumer le double fardeau des mères seules, comme de confier la garde de ses enfants, est fortement dépendante des revenus. De ce fait, on peut s'attendre à ce que les différences de santé entre les mères seules (avec ou sans emploi) et les mères vivant avec un partenaire soient largement expliquées par le revenu (hypothèse 2b).

Le rôle de l'éducation et du nombre d'heures travaillées

Le rôle de l'emploi sur la santé des mères seules est susceptible de varier en fonction de leur niveau d'éducation et de la durée du temps de travail. L'association positive entre éducation et santé est bien établie dans la littérature (Huber *et al.*, 2011 ; Ross et Mirowsky, 2010). Cette association se maintient même après avoir pris en compte le statut socioéconomique et le revenu (Rodriguez, 2002) et elle a été identifiée comme causale dans un grand nombre de recherches (Grossman, 2004).

Les femmes avec un niveau d'éducation élevé ont un attachement plus fort au travail rémunéré (DiPrete et Buchmann, 2013) et ont accès à des emplois mieux payés, des contrats plus stables et de meilleures conditions de travail (Barbieri, 2009 ; Kalleberg, 2000). Les emplois faiblement rémunérés et temporaires, ou les situations de chômage, sont associés à une moins bonne santé (Caroli et Godard, 2014 ; Pirani et Salvini, 2015 ; Schaffner et Ehlert, 2011). Les mères les moins instruites ont plus de risques d'être sans emploi et d'avoir des emplois mal rémunérés ou temporaires par rapport aux mères ayant des diplômes plus élevés : par conséquent, elles dépendent aussi plus souvent des aides sociales (Ross et Mirowsky, 2010).

Le nombre croissant d'individus qui connaissent la monoparentalité suite à un divorce ou une séparation et l'accès général à l'éducation ont permis d'atténuer les différences de niveaux scolaires entre les mères seules et celles qui vivent en couple (Avison *et al.*, 2007). Cela s'applique également dans le cas de la Suisse où les jeunes cohortes de mères seules sont plus susceptibles d'avoir un diplôme de l'enseignement supérieur que les cohortes plus âgées (Struffolino et Bernardi, 2016). Le groupe des mères seules ayant un niveau d'éducation élevé tire plus de profits d'un travail rémunéré, notamment sur le plan financier, ce qui peut atténuer leur double fardeau car elles peuvent externaliser une partie de leur charge domestique et parentale. Les mères seules avec un faible niveau d'éducation, au contraire, peuvent se trouver dans une situation parti-

culièrement précaire sur le marché du travail, et l'articulation entre emploi et charges familiales peut se révéler très stressante et nocive pour leur santé. Par conséquent, nous faisons l'hypothèse que l'emploi est positivement associé à la santé pour les mères seules ayant un niveau d'éducation élevé, mais moins positivement, voire négativement, associé pour les mères seules moins éduquées (hypothèse 3).

Un second facteur susceptible d'affecter le lien entre l'emploi et la santé des mères seules est le temps de travail (plein temps ou temps partiel). Si les différences de revenu expliquent la relation positive entre emploi et santé, alors les mères seules occupant un emploi à temps partiel ne tireraient pas de bénéfices aussi importants que celles qui travaillent à plein temps. Si, au contraire, le travail à temps partiel a pour effet principal de réduire le stress en permettant de concilier plus efficacement le travail rémunéré et le travail parental, nous observerons alors une meilleure santé chez les mères qui travaillent à temps partiel. Jusqu'à présent, les résultats empiriques sur l'effet net du travail à temps partiel ou à temps plein sur la santé des mères seules sont mitigés. Certaines études montrent qu'un emploi stable et à plein temps, comparé à un emploi à temps partiel ou à une absence d'emploi, est corrélé à une meilleure santé chez les mères seules (Hewitt *et al.*, 2006) et à une meilleure santé mentale chez les mères célibataires pauvres (Zabkiewicz, 2010). D'autres recherches montrent que le travail (en particulier à temps plein) affecte plus négativement la santé des mères seules que la santé des mères qui vivent en couple (Burström *et al.*, 1999; Macran *et al.*, 1996).

En Suisse, d'un côté, le fait d'avoir un travail rémunéré exclut les mères seules de la plupart des aides sociales ciblant les foyers pauvres, mais d'un autre côté, le revenu d'un emploi à temps partiel est généralement insuffisant pour un seul pourvoyeur d'une famille avec enfant. Alors que le travail à temps partiel peut faciliter le cumul de responsabilités professionnelles et familiales pour les mères vivant avec un partenaire (lequel a, dans la majorité des cas, un emploi à plein temps), pour les mères seules, cela peut être contrebalancé par les difficultés financières. Par conséquent, nous faisons l'hypothèse d'une association positive entre travail à temps partiel et santé pour les mères en couple, et d'une association moins positive ou négative pour les mères seules (hypothèse 4).

III. Données et méthodes

Données et échantillon

Le Panel suisse des ménages (PSM) est une enquête représentative au niveau national d'un échantillon aléatoire de ménages enquêtés sur une base annuelle depuis 1999. Tous les membres du foyer âgés de plus de 14 ans sont interrogés par téléphone. Nous utilisons les 13 vagues disponibles (1999–

2011)⁽²⁾ et y avons sélectionné un sous-échantillon de femmes âgées de 19 à 54 ans⁽³⁾ résidant dans des ménages avec au moins un enfant biologique de moins de 18 ans. Compte tenu de la structure des données en panel, chaque individu peut être observé à de multiples reprises : notre échantillon final est constitué de 10 598 observations annuelles portant sur 2 114 personnes.

Variable dépendante

L'état de santé est mesuré par la santé perçue (autodéclarée). La santé perçue saisit avec efficacité des dimensions multiples de la santé. Elle est considérée comme un bon indicateur alternatif à l'évaluation globale de la santé et comme un prédicteur fiable de la mortalité, au-delà même des indicateurs objectifs de santé (Idler et Benyamini, 1997 ; Jylhä, 2009 ; OMS, 2013). Dans l'enquête, la santé perçue est mesurée par la question suivante « Au niveau de la santé, comment vous sentez-vous en ce moment ? ». Il est montré que la qualité des réponses à ce type de question n'est pas affectée si l'on interroge les répondants sur « leur santé en général », « au cours de l'année dernière » ou « en ce moment » (Idler et Benyamini, 1997)⁽⁴⁾.

Notre objectif étant d'identifier les problèmes de santé ressentis par les mères, nous sommes plus intéressés par l'opposition entre bonne et mauvaise santé, qui rend compte de la plupart des différences de santé, que par la nuance entre très bonne et bonne santé. Par conséquent, nous distinguons les réponses en fusionnant « très bien » et « bien » pour indiquer la bonne santé, « moyennement, pas très bien » et « pas bien du tout » pour indiquer la mauvaise santé⁽⁵⁾. La pertinence de ce choix est confirmée par d'autres recherches (Cullati *et al.*, 2014 ; Hewitt *et al.*, 2006) qui montrent que lorsque cinq options sont disponibles, les choix intermédiaires (généralement « bien » ou « moyen ») sont plus proches des options négatives que des options positives. En outre, considérer la catégorie « moyennement » comme relevant de

(2) En 2011, le PSM consistait en deux échantillons : l'échantillon de 1999 (5 074 ménages et 7 799 individus en 1999) et l'échantillon de rafraîchissement de 2004 (2 538 ménages et 3 654 individus en 2004). Dans l'ensemble, le biais de non-réponse dans le PSM est faible et comparable à d'autres études de panel (Lipps, 2009). Bien que les personnes en moins bonne santé soient plus susceptibles d'abandonner l'étude, on ne remarque aucun problème particulier de sélection de la population restante dans le panel en fonction de caractéristiques spécifiques (Voorpostel, 2010).

(3) Les épisodes de monoparentalité expérimentés par des femmes de moins de 19 ans sont très rares dans notre échantillon (n=11). Nous avons donc décidé de restreindre nos analyses aux 19-54 ans en supposant que la monoparentalité aux très jeunes âges interfère plus avec la scolarité qu'avec l'emploi, en particulier dans un contexte comme celui de la Suisse où le taux de grossesse des 15-19 ans est parmi les plus faibles d'Europe (Sedgh *et al.*, 2015).

(4) Au contraire, il faut signaler que les autoévaluations de maladies spécifiques et de maladies chroniques varient en termes de performance et de fiabilité (Baker *et al.*, 2004 ; Kuhn *et al.*, 2006 ; Martikainen *et al.*, 1999).

(5) Nous avons appliqué le même modèle à d'autres mesures subjectives de la santé telles que la dépression, l'optimisme et la satisfaction individuelle. Les résultats (disponibles sur demande) vont dans la même direction et présentent des degrés de significativité similaires à ceux obtenus avec la santé perçue.

la bonne santé nous aurait laissés avec une variable dépendante fortement déséquilibrée, dans la mesure où seules 1,6 % des observations auraient été codées en tant que « mauvaise santé ». La distribution asymétrique de la santé perçue avec une grande majorité des répondants se déclarant en bonne ou très bonne santé aux plus hauts niveaux de l'échelle est conforme aux observations dans d'autres différents contextes (Liu et Hummer, 2008). Dans notre échantillon, 12 % des répondantes (en personnes-années) ont déclaré être en mauvaise santé.

Variables explicatives

Notre principale variable explicative est la situation familiale, qui distingue le fait d'être une mère seule ou une mère vivant avec un partenaire. Les mères seules sont définies comme des femmes qui vivent avec leur enfant sans partenaire présent dans le foyer (mais elles peuvent avoir un partenaire non résident). Cette situation concerne 14 % des observations (personnes-années). Dans la mesure où aucune information rétrospective sur la situation familiale n'a été collectée dans la vague 1, la durée de la monoparentalité n'est connue que dans les cas où l'épisode a commencé dans l'une des vagues suivantes de l'enquête⁽⁶⁾, ce qui ne permet pas d'en tenir compte. Nous comparons ici uniquement les mères seules et les mères en couple. Les mères qui vivent en couple sont définies comme des femmes qui sont mariées ou qui cohabitent avec un partenaire (qui est ou pas le père biologique de l'enfant résident). Cette situation concerne 86 % des observations (personnes-années).

Notons que les données ne précisent pas si les mères seules partagent ou non la garde des enfants avec le père biologique⁽⁷⁾ (si les enfants passent du temps dans le foyer du père), ou si ce dernier paye une pension alimentaire.

En dehors de la situation familiale, les autres facteurs explicatifs sont le statut d'activité, le niveau d'éducation et le nombre d'heures travaillées. En raison de la structure longitudinale des données, ces trois variables évoluent avec le temps, ce qui signifie que la situation des individus peut changer (bien que le niveau d'éducation soit relativement stable dans le temps étant donné l'âge des femmes de l'échantillon). Le statut d'activité est une variable binaire : occuper ou pas un emploi rémunéré. Les individus au chômage ou inactifs ont été regroupés dans le groupe des « sans-emploi »⁽⁸⁾. Sur l'ensemble

(6) La prise en compte de ces seules observations aurait conduit à une réduction substantielle de la taille de l'échantillon.

(7) «En 2007, le droit de garde des enfants a été accordé à la mère dans 60 % des cas, au père dans seulement 5 % des cas. L'autorité parentale conjointe de la mère et du père est exercée dans 34 % des cas.» (OFS, 2008).

(8) Du point de vue de la participation au marché du travail, il aurait été intéressant d'opérer la distinction entre inactivité et chômage, mais cela n'a pas été possible à cause de la faible taille de l'échantillon des mères seules sans emploi. De plus, la distinction entre les deux statuts est floue et strictement dépendante du contexte institutionnel défini par les politiques nationales (Atkinson et Micklewright, 1991), et dépend du niveau d'allocations chômage et des critères d'éligibilité (Auteur et Duggan, 2003; Black *et al.*, 2002; Bratsberg *et al.*, 2010; Rege *et al.*, 2009).

de l'échantillon, les personnes en emploi représentent 73 % des observations (personnes-années). Le niveau d'éducation a été mesuré en tenant compte du plus haut niveau d'études atteint au moment de la dernière interrogation et il a été codé en trois catégories : études secondaires de premier cycle ou moins, étude secondaire de second cycle et étude supérieure⁽⁹⁾. Enfin, pour le sous-échantillon des mères qui occupent un emploi, la durée du travail a été codée en trois catégories : temps partiel très réduit inférieur à 50 % (sur 40 heures de travail hebdomadaire), temps partiel moyen de 50 % à 80 %, et temps complet ou presque entre 81 % et 100 %. Quand nous mobilisons cette variable, l'échantillon est restreint aux épisodes de travail (1 815 individus et 7 689 observations, dont 17 % portent sur des mères seules). La majorité des épisodes de travail concernent des emplois à temps partiel très réduit (64 %) et temps partiel moyen (23 %) et 12 % seulement concernent des emplois à temps complet ou presque. Conformément à nos questions de recherche, chacune de ces variables est incluse dans les modèles en interaction avec la situation familiale.

Variables de contrôle

Tous les modèles prennent en compte l'année de l'enquête et l'âge de la répondante, ainsi que les caractéristiques du ménage pouvant constituer un obstacle à la participation au marché du travail ou indiquer une charge de travail au foyer importante : le nombre d'enfants de moins de 18 ans et l'âge de l'enfant le plus jeune dans le ménage (Baker *et al.*, 1999 ; Hewitt *et al.*, 2006) ont donc été inclus dans les modèles en tant que variables continues⁽¹⁰⁾.

D'un côté, les mères seules sont plus susceptibles d'avoir de faibles revenus que les femmes en couple, et de faibles revenus sont associés à une moins bonne santé, bien plus que le niveau d'éducation. D'un autre côté, les différences de santé entre les mères seules qui travaillent et celles qui ne travaillent pas peuvent s'expliquer par l'augmentation de revenu générée par l'emploi. Par conséquent, comme nous nous intéressons aux effets des variables explicatives à niveau de revenu donné, nous avons inclus le revenu dans le modèle. Il s'agit du logarithme du revenu total annuel disponible (en francs suisses), qui comprend les transferts publics nets d'impôt et les transferts privés. Le tableau 1 présente les statistiques descriptives pour toutes les variables des modèles.

(9) La distribution de la variable « éducation » de l'échantillon (tableau 1) ne change pas lorsqu'elle est présentée par épisode ou par personne. Cela reste vrai pour les estimations présentées dans le tableau 2.

(10) Dans les modèles supplémentaires, nous prenons en compte l'aide et le soutien émotionnel potentiellement fournis par la famille et les réseaux d'amis (Cairney *et al.*, 2003 ; Osborne *et al.*, 2012) ainsi que le recours à une aide rémunérée pour les tâches ménagères ou les enfants (oui ou non), mais comme l'interaction avec la situation familiale n'était pas significative, nous avons opté pour des spécifications de modèles plus parcimonieuses à cause de la taille de l'échantillon des épisodes passés en tant que mère seule.

Tableau 1. Distribution de la variable dépendante et des variables explicatives : fréquences, moyennes et écart type.

	Échantillon complet			Épisodes de travail uniquement		
	%	Moyenne	Écart type	%	Moyenne	Écart type
Santé perçue						
Mauvaise	11,9			11,3		
Bonne	88,1			88,7		
Situation familiale						
Mères vivant en couple	85,9			82,8		
Mères vivant seules	14,1			17,2		
Statut d'activité						
En emploi	73,1			-		
Sans emploi	26,9			-		
Éducation						
Premier cycle du secondaire (ou niveau inférieur)	12,2			11,1		
Second cycle du secondaire	74,2			74,0		
Enseignement supérieur	13,6			14,9		
Âge de la mère (19-54 ans)		39,6	6,1		40,0	6,0
Âge du plus jeune enfant dans le ménage (0-18 ans)		7,5	4,9		8,1	4,9
Nombre d'enfants de moins de 18 ans dans le ménage (1 à 8)		2,0	0,8		1,9	0,8
Revenu total disponible (log 0 -15,2)		10,1	3,5		10,4	3,2
Nombre d'heures travaillées						
Temps partiel de moins de 50 %	-			63,7		
Temps partiel de 50 % à 80 %	-			23,6		
Temps complet de 81 % à 100 %	-			11,9		
Nombre d'observations par individu (0 à 12)		5,4	3,6		5,8	3,6
Nombre d'observations		10 598			7 689	
Nombre d'individus		2 114			1 815	

Source : Panel suisse de ménages (PSM), vagues 1999-2011.

Méthode

L'échantillon est constitué de plusieurs observations dans le temps pour un même individu. Par conséquent, la structure des données est composée d'observations groupées par individu. Les observations multiples de mêmes individus étant corrélées, l'hypothèse d'observations indépendantes des modèles de régression classiques n'est pas valide. Nous utilisons donc

des modèles multi-niveaux logistiques à effets mixtes avec une correction par une méthode robuste des erreurs-types agrégées au niveau individuel. Les modèles à effets mixtes évaluent un effet individuel spécifique distinct pour prendre en compte les facteurs qui génèrent des corrélations entre des observations consécutives (Brüderl, 2010 ; Halaby, 2004). La probabilité (en log) de se déclarer en bonne santé pour chaque individu à chaque point du temps observé est modélisée en tant que combinaison linéaire des variables indépendantes et de contrôle (effets fixes) et d'un effet aléatoire individuel qui représente les caractéristiques individuelles non observées ne variant pas avec le temps et pouvant influencer les réponses des individus sur la variable dépendante. Ces effets aléatoires sont supposés être non corrélés avec les variables explicatives (indépendantes).

Dans un premier ensemble de modèles, nous évaluons la santé perçue des mères seules relativement à celle des mères vivant en couple. Puis, nous testons l'interaction entre la situation familiale et la situation d'emploi, en contrôlant les facteurs de médiation mentionnés ci-dessus. Enfin, nous analysons si, et dans quelle mesure, il existe des différences selon le niveau d'éducation. Un second ensemble de modèles examinent l'association entre la situation familiale et la santé perçue uniquement pour les épisodes de travail et en fonction du nombre d'heures travaillées. Les résultats présentés sont les effets marginaux moyens (EMM) et, dans le cas des variables croisées, les probabilités prédites pour faciliter la lecture des variables croisées. Les EMM et les probabilités prédites sont estimés à partir de l'estimation des effets fixes (Jaccard et Turrisi, 2003 ; Long et Freese, 2014).

IV. Résultats

Le tableau 2 présente la distribution du niveau de santé perçue des mères vivant avec un partenaire et des mères seules selon le statut d'activité, le niveau d'éducation et le nombre d'heures travaillées. La majorité des répondantes se déclarent en bonne santé et, dans l'ensemble, les mères en couple ont plus de chances de se considérer en bonne santé que les mères seules (89 % contre 86 %). Les mères qui travaillent sont plus souvent en bonne santé que les mères sans emploi, qu'elles soient seules ou en couple ; les mères ayant un emploi et qui sont en couple présentent le niveau le plus élevé (89,4 %), tandis que les mères seules sans emploi ne sont que 66 % à se déclarer en bonne santé. Du point de vue de l'éducation, ce ne sont pas les mères les plus éduquées qui sont les plus enclines à se dire en bonne santé, mais plutôt le groupe intermédiaire disposant d'un diplôme de second cycle du secondaire. Dans 90 % des observations, les mères disposant d'un diplôme du second cycle du secondaire en couple se déclarent en bonne santé, contre 85 % pour les mères en situation de monoparentalité du même niveau d'éducation. Ces chiffres sont respectivement de 85 % et 79 % pour les mères

Tableau 2. Santé perçue par statut d'activité, éducation et nombre d'heures travaillées, par épisode en tant que mère seule et mère en couple

	Mères seules (santé perçue)				Mères en couple (santé perçue)			
	Mauvaise	Bonne	Total	Effectif	Mauvaise	Bonne	Total	Effectif
Échantillon complet								
Statut d'activité								
Sans emploi	33,9	66,1	100	162	12,4	87,7	100	2 688
En emploi	14,3	85,7	100	1 337	10,6	89,4	100	6 411
Éducation								
Premier cycle du secondaire ou niveau inférieur	21,5	78,5	100	149	15,4	84,6	100	1 143
Second cycle du secondaire	15,1	84,9	100	1 130	10,2	89,8	100	6 737
Enseignement supérieur	19,6	80,4	100	220	12,2	87,8	100	1 219
Total	16,4	83,6	100	1 499	11,1	88,9	100	9 099
Épisodes de travail uniquement								
Heures travaillées								
Temps partiel de moins de 50 %	17,0	83,0	100	448	10,2	89,8	100	4 495
Temps partiel de 50 % à 80 %	11,7	88,3	100	555	9,8	90,2	100	1 280
Temps complet de 81 à 100 %	14,6	85,4	100	328	15,3	84,7	100	583
Total	14,2	85,8	100	1 331	10,6	89,4	100	6 358
<i>Source</i> : Panel suisse de ménages (PSM), vagues 1999-2011.								

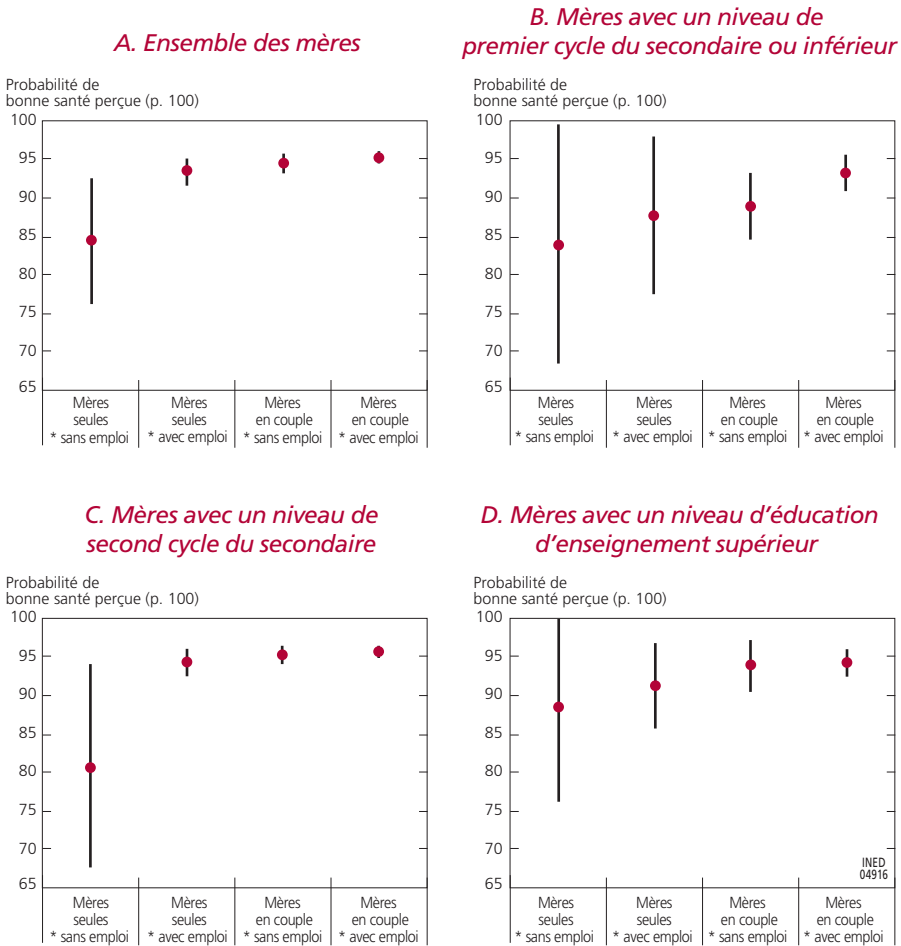
disposant des diplômes les plus faibles. Enfin, les femmes ayant un emploi à temps partiel travaillant entre 50 % et 80 % sont les plus susceptibles de se dire en bonne santé, qu'elles soient seules ou en couple (respectivement 88 % et 90 %).

Les modèles 1 à 5 du tableau 3 présentent les résultats des régressions à effets mixtes évaluant le lien entre situation familiale et santé perçue. Conformément à l'hypothèse 1, par rapport aux mères en couple, les mères seules ont une probabilité significativement plus faible de se déclarer en bonne santé (écart de deux points de pourcentage, modèle 1), une fois pris en compte les caractéristiques spécifiques des mères seules et des mères en couple. L'effet persiste même lorsque l'on prend en compte le statut d'activité (modèle 2). Conformément aux recherches précédentes sur la relation entre travail et santé, le fait de travailler est associé à une probabilité légèrement plus élevée, mais statistiquement significative, d'être en bonne santé. Les résultats sur la situation familiale ou la situation d'activité se maintiennent lorsque l'on inclut l'inter-

action entre emploi et statut conjugal (modèle 3) et le logarithme du revenu annuel total disponible (modèle 4).

La figure 1 présente les probabilités prédites d'être en bonne santé par statut conjugal et statut d'activité (figure 1A; modèle 4 du tableau 3). Nous testons la seconde hypothèse (2a et 2b) qui affirme que la relation positive entre travail et santé est plus faible pour les mères seules que pour les mères qui en couple. Nos résultats montrent que seules les mères de famille monoparentale sans emploi ont une plus faible probabilité de se déclarer en bonne santé (0,84), même si les différences ne sont significatives que lorsqu'elles

Figure 1. Probabilités prédites de bonne santé perçue.
Résultats des modèles de régression logistique à effets mixtes selon
(A) la situation familiale et la situation d'emploi (modèle 4 du tableau 3),
et (B, C et D) selon le niveau d'éducation,
la situation familiale et le statut d'activité (modèle 5 du tableau 3)



Source : Panel suisse de ménages (PSM) vagues 1999-2011.

Tableau 3. Modèle de régression logistique à effets mixtes prédisant la probabilité d'une bonne santé perçue. Effets marginaux moyens (EMM) et probabilités prédites pour les effets d'interaction (montrés dans la figure 1)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5																																											
	EMM	[IC min.; max.]	EMM	[IC min.; max.]	EMM	[IC min.; max.]	EMM	[IC min.; max.]	EMM	[IC min.; max.]																																										
Situation familiale																																																				
Mères vivant en couple (Réf.)	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-																																										
Mères seules	-0,026	[-0,046; -0,006]	-0,028	[-0,049; -0,007]	-0,040	[-0,067; -0,013]	-0,039	[-0,066; -0,012]	-0,046	[-0,078; -0,014]																																										
Statut d'activité																																																				
Sans emploi (Réf.)	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-																																										
En emploi	0,014	[0,002; 0,026]	0,021	[0,005; 0,037]	0,021	[0,005; 0,037]	0,021	[0,005; 0,037]	0,024	[0,006; 0,043]																																										
Éducation																																																				
Premier cycle du secondaire ou niveau inférieur (Réf.)	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-																																										
Second cycle du secondaire	0,040	[0,015; 0,065]	0,015	[0,013; 0,063]	0,037	[0,012; 0,062]	0,037	[0,012; 0,062]	0,038	[0,011; 0,064]																																										
Supérieur	0,027	[-0,003; 0,056]	0,027	[-0,006; 0,053]	0,023	[-0,006; 0,052]	0,023	[-0,006; 0,052]	0,024	[-0,006; 0,055]																																										
Revenu total disponible (log)									0,000	[-0,001; 0,002]																																										
Âge	-0,002	[-0,003; 0,000]	-0,002	[-0,003; 0,000]	-0,002	[-0,003; 0,000]	-0,002	[-0,003; 0,000]	-0,002	[-0,003; 0,000]																																										
Âge du plus jeune enfant dans le foyer	0	[-0,001; 0,002]	0	[-0,002; 0,002]	0	[-0,002; 0,002]	0	[-0,002; 0,002]	0	[-0,001; 0,002]																																										
Nombre d'enfants âgés de moins de 18 ans dans le foyer	0,013	[0,006; 0,019]	0,013	[0,006; 0,020]	0,013	[0,006; 0,020]	0,013	[0,006; 0,020]	0,013	[0,006; 0,020]																																										
<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th></th> <th>Probabilités prédites</th> <th>[IC min.; max.]</th> <th>Probabilités prédites</th> <th>[IC min.; max.]</th> <th>Probabilités prédites</th> <th>[IC min.; max.]</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td colspan="7">Situation familiale*statut d'activité</td> </tr> <tr> <td>Mères seules* sans emploi</td> <td>0,843</td> <td>[0,760; 0,925]</td> <td>0,844</td> <td>[0,762; 0,925]</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>Mères seules* avec emploi</td> <td>0,934</td> <td>[0,915; 0,952]</td> <td>0,934</td> <td>[0,915; 0,952]</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>Mères en couple* sans emploi</td> <td>0,944</td> <td>[0,931; 0,956]</td> <td>0,943</td> <td>[0,931; 0,956]</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>Mères en couple* avec emploi</td> <td>0,952</td> <td>[0,943; 0,960]</td> <td>0,952</td> <td>[0,943; 0,960]</td> <td></td> <td></td> </tr> </tbody> </table>												Probabilités prédites	[IC min.; max.]	Probabilités prédites	[IC min.; max.]	Probabilités prédites	[IC min.; max.]	Situation familiale*statut d'activité							Mères seules* sans emploi	0,843	[0,760; 0,925]	0,844	[0,762; 0,925]			Mères seules* avec emploi	0,934	[0,915; 0,952]	0,934	[0,915; 0,952]			Mères en couple* sans emploi	0,944	[0,931; 0,956]	0,943	[0,931; 0,956]			Mères en couple* avec emploi	0,952	[0,943; 0,960]	0,952	[0,943; 0,960]		
	Probabilités prédites	[IC min.; max.]	Probabilités prédites	[IC min.; max.]	Probabilités prédites	[IC min.; max.]																																														
Situation familiale*statut d'activité																																																				
Mères seules* sans emploi	0,843	[0,760; 0,925]	0,844	[0,762; 0,925]																																																
Mères seules* avec emploi	0,934	[0,915; 0,952]	0,934	[0,915; 0,952]																																																
Mères en couple* sans emploi	0,944	[0,931; 0,956]	0,943	[0,931; 0,956]																																																
Mères en couple* avec emploi	0,952	[0,943; 0,960]	0,952	[0,943; 0,960]																																																

Tableau 3 (suite). Modèle de régression logistique à effets mixtes prédisant la probabilité d'une bonne santé perçue. Effets marginaux moyens (EMM) et probabilités prédites pour les effets d'interaction (montrés dans la figure 1)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	EMM	[IC min.; max.]	EMM	[IC min.; max.]	EMM	[IC min.; max.]	EMM	[IC min.; max.]	EMM	[IC min.; max.]
Éducation*situation familiale*statut d'activité										
Premier cycle du secondaire*										
Mères seules* sans emploi									0,840	[0,684; 0,997]
Mères seules* avec emploi									0,878	[0,775; 0,982]
Mères en couple* sans emploi									0,890	[0,848; 0,933]
Mères en couple* avec emploi									0,933	[0,908; 0,958]
Second cycle du secondaire*										
Mères seules* sans emploi									0,807	[0,675; 0,939]
Mères seules* avec emploi									0,944	[0,926; 0,962]
Mères en couple* sans emploi									0,952	[0,940; 0,965]
Mères en couple* avec emploi									0,956	[0,947; 0,964]
Éducation supérieure*										
Mères seules* sans emploi									0,893	[0,760; 1 000]
Mères seules* avec emploi									0,912	[0,856; 0,968]
Mères en couple* sans emploi									0,940	[0,907; 0,973]
Mères en couple* avec emploi									0,944	[0,926; 0,962]
Année de l'enquête	Oui		Oui		Oui		Oui		Oui	
Effectif	10 598		10 598		10 598		10 598		10 598	
Source : Panel suisse de ménages (PSM), vagues 1999-2011. Épisodes de travail uniquement.										

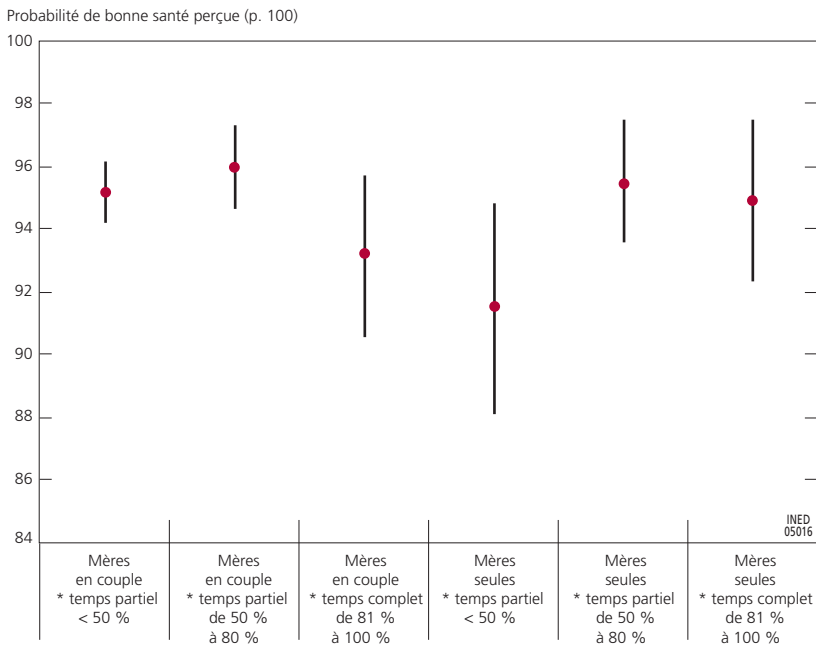
sont comparées aux mères qui vivent en couple, avec ou sans emploi, et ne le sont pas lorsqu'elles sont comparées aux mères seules qui travaillent. Comme prévu, le travail n'a pas d'effet bénéfique significatif sur la santé des mères seules. Cependant, nos résultats ne mettent pas non plus en évidence l'effet positif attendu du travail sur la santé des mères en couple. Nous ne sommes donc pas en mesure de valider l'hypothèse 2a. Il convient de mentionner qu'avant la prise en compte du revenu total disponible (modèle 3 du tableau 3), les mères seules sans emploi sont plus mal loties en termes de santé perçue que les mères avec un partenaire, alors que les mères seules avec un emploi ne sont pas dans une situation significativement moins favorable que les mères en couple. Cette différence significative entre les mères seules et les mères en couple se maintient après avoir pris en compte le revenu (figure 1A ; modèle 4 du tableau 3) : l'hypothèse 2b n'est donc pas confirmée. Étant donné la taille relativement réduite de notre échantillon de mères seules et le fait que la plupart exercent un travail rémunéré, l'échantillon de mères seules sans emploi est plutôt restreint, ce qui produit de larges intervalles de confiance.

Nous avons également fait l'hypothèse que le travail rémunéré produisait plus de bénéfices pour la santé des mères seules les plus éduquées (hypothèse 3). Mais nous avons vu que les mères scolarisées jusqu'en deuxième cycle de l'enseignement secondaire étaient plus susceptibles de se déclarer en bonne santé que les autres (tableau 2). Si l'on examine les effets directs du niveau d'éducation, les évaluations de tous les modèles du tableau 3 montrent qu'un niveau d'éducation du deuxième cycle de l'enseignement secondaire est associé à une meilleure santé qu'un niveau primaire, et que cette différence se maintient une fois les variables de contrôle incluses. Au contraire, la santé perçue des mères ayant poursuivi dans l'enseignement supérieur ne diffère pas significativement des mères avec le niveau d'éducation le plus faible. Le modèle 5 montre les interactions entre le statut d'activité, la situation familiale et l'éducation. Les probabilités prédites de déclarer une bonne santé sont exposées dans les figures 1B, 1C et 1D. Contrairement à nos attentes (hypothèse 3), nous ne trouvons aucune différence significative dans la relation entre emploi et santé selon le niveau d'éducation pour les mères seules ou les mères vivant en couple. Cependant, un groupe se démarque, celui des mères seules sans emploi avec un niveau d'éducation intermédiaire (deuxième cycle de l'enseignement secondaire). Alors que les mères seules sans emploi ont un niveau de santé perçue plus faible par rapport à celles qui travaillent, quel que soit le niveau d'éducation, la probabilité de se déclarer en bonne santé est plus particulièrement réduite pour celles qui ont un diplôme du second cycle du secondaire. Bien que la différence ne soit pas significative, les résultats sont intéressants dans la mesure où un niveau d'éducation correspondant au second cycle du secondaire est associé à une meilleure santé pour tous les groupes (les mères en couple qui travaillent ou qui ne travaillent pas, et les mères seules qui travaillent).

Enfin, la figure 2 présente les résultats de la deuxième série d'analyses qui évalue la probabilité de se déclarer en bonne santé dans le sous-échantillon des épisodes de travail. Nous testons ici notre quatrième hypothèse qui suppose que le travail à temps partiel comparé au travail à temps plein serait plus bénéfique pour la santé des mères en couple, tandis que le travail à temps partiel n'aurait pas d'effet bénéfique pour les mères seules. Ce dernier pourrait même être associé à une plus mauvaise santé (que dans le groupe des mères seules travaillant à temps plein). Avant d'examiner l'interaction qui nous intéresse, nous devons reconnaître que – comme on pouvait s'y attendre étant donnés les résultats présentés ci-dessus – il n'existe pas de différence significative de santé entre les mères seules et les mères en couple lorsqu'elles travaillent (modèles 1 et 2 du tableau 4).

La figure 2 montre les estimations de l'interaction entre la situation familiale et le nombre d'heures travaillées. Les probabilités prédites sont assez similaires pour toutes les combinaisons, à l'exception des mères seules ayant un emploi à temps partiel inférieur à un mi-temps (0,92). Cependant, les différences ne parviennent pas à atteindre un niveau de significativité statistique de 95 % ; nous ne pouvons donc pas confirmer l'hypothèse 4.

Figure 2. Probabilités prédites de bonne santé perçue.
Résultats des modèles de régression logistique à effets mixtes
selon la situation familiale et le nombre d'heures travaillées
(modèle 2 du tableau 4)



Source : Panel suisse de ménages (PSM) vagues 1999-2011, épisodes de travail uniquement.

Tableau 4. Modèle de régression logistique à effets mixtes prédisant la probabilité d'une bonne santé perçue. Effets marginaux moyens (EMM) et probabilités prédites pour les effets d'interaction (montrés dans la figure 2)

	Modèle 1		Modèle 2	
	EMM	[IC min.; max.]	EMM	[IC min.; max.]
Situation familiale				
Mères vivant en couple (<i>Réf.</i>)	0	–	0	–
Mères seules	- 0,013	[-0,032 ; 0,005]	- 0,022	[-0,045 ; 0,001]
Éducation				
Premier cycle du secondaire ou niveau inférieur (<i>Réf.</i>)	0	–	0	–
Second cycle du secondaire	0,024	[-0,001 ; 0,050]	0,024	[-0,002 ; 0,049]
Enseignement supérieur	0,005	[-0,026 ; 0,036]	0,005	[-0,026 ; 0,036]
Nombre d'heures travaillées				
Temps partiel inférieur à 50 % (<i>Réf.</i>)	0	–	0	–
Temps partiel de 50 % à 80 %	0,012	[0,001 ; 0,024]	0,014	[0,002 ; 0,027]
Temps complet de 81 % à 100 %	- 0,006	[-0,025 ; 0,013]	- 0,008	[-0,029 ; 0,012]
Revenu disponible (log)	0,001	[-0,001 ; 0,002]	0,001	[-0,001 ; 0,002]
Âge	- 0,001	[-0,003 ; 0,000]	- 0,001	[-0,003 ; 0,000]
Âge du plus jeune enfant dans le foyer	- 0,001	[-0,002 ; 0,001]	- 0,001	[-0,002 ; 0,001]
Nombre d'enfants âgés de moins de 18 ans dans le foyer	0,014	[0,006 ; 0,023]	0,015	[0,006 ; 0,023]
			Probabilités prédites	[IC min.; max.]
Situation familiale*heures travaillées				
Mères seules*temps partiel inférieur à 50 %			0,915	[0,881 ; 0,948]
Mères seules*temps partiel entre 50 et 80 %			0,955	[0,936 ; 0,975]
Mères seules*temps complet de 81 à 100 %			0,949	[0,923 ; 0,957]
Mères en couple*temps partiel inférieur à 50 %			0,952	[0,942 ; 0,962]
Mères en couple*temps partiel entre 50 % et 80 %			0,960	[0,947 ; 0,973]
Mères en couple*temps complet de 81 % à 100 %			0,932	[0,906 ; 0,957]
Année de l'enquête	Oui		Oui	
Effectif	7 689		7 689	

V. Discussion et remarques conclusives

Dans une perspective longitudinale qui souligne l'importance des interdépendances des différents domaines du parcours de vie (Elder *et al.*, 2003), l'objectif de cet article est de contribuer aux connaissances sur les relations entre situation familiale, santé et emploi. Les recherches précédentes ont abouti

à des résultats mitigés quant à la manière dont ces trois domaines interagissent, et ce probablement pour deux raisons principales. Premièrement, ces données sont de nature et proviennent de contextes différents, et les études correspondantes n'envisagent pas dans quelle mesure les politiques de conciliation entre le travail et la famille peuvent atténuer les effets néfastes de la monoparentalité sur la santé, en réduisant la charge des mères qui élèvent seules leurs enfants (à l'exception de Burström et ses collègues, 2010). Deuxièmement, les caractéristiques du travail (comme le nombre d'heures travaillées) sont rarement analysées en même temps que le niveau d'éducation (qui représente à la fois des compétences et un pouvoir de négociation sur le marché du travail) lorsque l'on analyse la relation entre situation conjugale et santé des mères.

Cette recherche est basée sur des données recueillies en Suisse, un pays caractérisé par une protection sociale généreuse contre la pauvreté mais des politiques de conciliation travail-famille insuffisantes, une division sexuelle du travail plutôt conservatrice et des inégalités salariales qui pénalisent les femmes. Ce contexte politique et social empêche les femmes suisses de se trouver sur un pied d'égalité avec les hommes sur le marché du travail, les incitant à occuper le rôle de pourvoyeur secondaire de ressources lorsqu'elles deviennent mères. Dans de telles conditions, nous nous attendions à ce que les mères seules aient tendance à se déclarer en moins bonne santé que les mères en couple – et dans une plus grande mesure encore lorsqu'elles travaillent à temps plein – en raison de leur double rôle en tant que pourvoyeur principal de ressources et unique (ou premier) responsable de la famille. Les résultats montrent que dans le contexte suisse, les mères seules, en particulier celles qui ne travaillent pas, ont une moins bonne santé que les mères qui vivent avec un partenaire. Cette relation ne semble pas s'expliquer par le moindre revenu des mères seules. Nous n'avons pas été en mesure de mettre en évidence et de façon claire les effets médiateurs des caractéristiques de l'éducation et de l'emploi. Toutefois, nos résultats suggèrent que les mères seules avec un diplôme de second cycle du secondaire et celles occupant un emploi à temps partiel inférieur à un mi-temps sont les plus susceptibles de se déclarer en mauvaise santé. Cela peut s'expliquer par le fait que ces mères ont plus investi pour l'acquisition de capital humain que des femmes moins éduquées et qu'elles sont donc moins prêtes à abandonner un travail rémunéré et à s'appuyer sur les aides sociales. Elles peuvent donc souffrir de mauvaises conditions de santé à cause de contraintes économiques et temporelles plus importantes dans un contexte où faire garder ses enfants présente un coût élevé.

Nos analyses ne peuvent pas révéler de relation causale entre situation familiale, emploi et santé. Dans une perspective dynamique, l'accumulation de désavantages peut provenir d'une double causalité et de l'interdépendance des domaines de la vie. Cependant, cette simultanéité ainsi que la possible causalité inverse sont soulignées dans de nombreuses études impliquant des évaluations subjectives de la satisfaction individuelle, du bien-être et du niveau

de bonheur. Les facteurs souvent associés à la santé perçue pourraient aussi en être des conséquences. On ne peut exclure la possibilité qu'un processus de sélection à double sens affecte les résultats empiriques étant donné la simultanéité des événements qui ne peuvent être démêlés sans recourir à des modèles avec variables retardées sur une période étendue (Headey et Muffels, 2014). La petite taille de l'échantillon initial des mères seules – et le nombre restreint d'observations disponibles par vague d'interrogation pour cette sous-population – nous ont empêché d'utiliser de tels modèles. Des recherches futures pourront exploiter des échantillons de taille plus importante avec la progression du panel et devraient pouvoir permettre de mieux comprendre et démêler les relations de causalité.

Les associations simultanées que nous avons identifiées entre emploi, famille et santé perçue des mères seules restent valides et intéressantes en soi. Elles montrent en effet les interactions entre différents domaines du parcours de vie qui peuvent aboutir à plusieurs désavantages et des inégalités de santé. Ces situations se traduisent par un désavantage global pouvant produire une vulnérabilité accrue, en particulier lorsque les politiques de protection sociale conçues pour compenser cette vulnérabilité sont basées sur une vision normative de la famille (un couple avec un pourvoyeur principal et un pourvoyeur secondaire qui assume la majorité des tâches domestiques) et de la participation au marché du travail (emploi à temps plein pour le pourvoyeur principal et emploi à temps partiel pour le pourvoyeur secondaire).

Des analyses sur la transmission intergénérationnelle des désavantages des parents aux enfants en fonction des situations familiales existent, mais il a été montré que ces phénomènes sont également liés au statut socioéconomique et au style de parentalité, ainsi qu'à la « fermeture sociale » (Martin, 2012). Pour comprendre la reproduction des inégalités sociales, il est important de repérer dans quels cas l'éducation et l'emploi sont associés à une dégradation de la santé, qui affecte à son tour négativement les enfants, notamment leur réussite scolaire (Bratti et Mendola, 2011).

Pour résumer, nos résultats suggèrent qu'en Suisse, tandis que les mères de famille monoparentale les plus fragiles du point de vue économique bénéficient d'aides du système de protection sociale, celles qui n'en bénéficient pas et qui ont un faible pouvoir de négociation sur le marché du travail (signalé par une participation à temps partiel et un niveau de qualification moyen) représentent un groupe potentiellement vulnérable souffrant de désavantages particuliers en termes de santé. Les futures recherches devraient explorer dans quelle mesure ces effets sont liés aux ressources institutionnelles, financières, sociales et temporelles à la disposition des parents seuls pour remplir leur double rôle, ainsi qu'aux perspectives incertaines sur le marché du travail. L'autre thème émergent concerne les pères seuls. La part des hommes qui connaissent la monoparentalité – en particulier dans des contextes où la résidence alternée est choisie – risque de progresser en Suisse ainsi que dans

d'autres pays européens. Les expériences parentales et professionnelles étant fortement genrées, il serait intéressant d'examiner aussi s'il existe des (dés) avantages différents pour les pères et mères dans la relation entre monoparentalité, éducation, emploi et santé.

Remerciements : Cet article a bénéficié du soutien du Swiss National Centre of Competence in Research *LIVES – Surmonter la vulnérabilité : perspective du parcours de vie*, financé par le Fonds national suisse de la recherche scientifique. Cette étude a été réalisée en utilisant les données du Panel suisse de ménages (PSM) basé au Centre de compétences suisse en sciences sociales (FORS). Les auteurs remercient les trois relecteurs de *Population* pour leurs commentaires judicieux.

RÉFÉRENCES

- ADAMS P., HURD M. D., MCFADDEN D., MERRILL A., RIBEIRO T., 2003, « Healthy, wealthy, and wise? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status », *Journal of Econometrics*, 112(1), p. 3-56.
- ANDRESS H.J., BRÖCKEL M., 2007. « Income and life satisfaction after marital disruption in Germany », *Journal of Marriage and Family*, 69(2), p. 500-512.
- ARMINGEON K., 2001, « Institutionalising the Swiss welfare state », *West European Politics*, 24(2), p. 145-168.
- ARMINGEON K., BERTOZZI F., BONOLI G., 2004, « Swiss worlds of welfare », *West European Politics*, 27(1), p. 20-44.
- ATKINSON A.B., MICKLEWRIGHT J., 1991, « Unemployment compensation and labor market transitions: A critical review », *Journal of Economic Literature*, 29(4), p. 1679-1727.
- AUTOR D.H., DUGGAN M.G., 2003, « The rise in the disability rolls and the decline in unemployment », *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), p. 157-206.
- BALLESTRI Y., BONOLI G., 2003, « L'État social suisse face aux nouveaux risques sociaux : Genèse et déterminants de l'adoption du programme d'impulsion pour les structures de garde pour enfants en bas âge », *Swiss Political Science Review*, 9(3), p. 35-58.
- AVELLAR S., SMOCK P.J., 2005, « The economic consequences of the dissolution of cohabiting unions », *Journal of Marriage and Family*, 67(2), p. 315-327.
- AVISON W. R., ALI J., WALTERS D., 2007, « Family structure, stress, and psychological distress: A demonstration of the impact of differential exposure », *Journal of Health and Social Behavior*, 48(3), p. 301-317.
- BAKER D., NORTH K., ALSPAC STUDY TEAM, 1999, « Does employment improve the health of lone mothers? », *Social Science and Medicine*, 49(1), p. 121-131.
- BAKER M., STABILE M., DERI C., 2004, « What do self-reported, objective, measures of health measure? », *Journal of Human Resources*, 39(4), p. 1067-1093.
- BARANOWSKA-RATAJ A., MATYSIAK A., MYNARSKA M., 2013, « Does lone motherhood decrease women's happiness? Evidence from qualitative and quantitative research », *Journal of Happiness Studies*, 15(6), p. 1457-1477.
- BARBIERI P., 2009, « Flexible employment and inequality in Europe », *European Sociological Review*, 25(6), p. 621-628.
- BARDASI E., FRANCESCONI M., 2004, « The impact of atypical employment on individual wellbeing: Evidence from a panel of British workers », *Social Science Medicine*, 58(9), p. 1671-1688.
- BARRETT A.E., TURNER R.J., 2005, « Family structure and mental health: The mediating effects of socioeconomic status, family process, and social stress », *Journal of Health and Social Behavior*, 46(2), p. 156-169.
- BECKFIELD J., KRIEGER N., 2009, « Epi+demos+cracy: Linking political systems and priorities to the magnitude of health inequities – evidence, gaps and a research agenda », *Epidemiological Reviews*, 31(1), p. 152-177.

- BENZEVAL M., 1998, « The self-reported health status of lone parents », *Social Science Medicine*, 46(10), p. 1337-1353.
- BERKMAN L.F., ZHENG Y., GLYMOUR M.M., AVENDANO M., BÖRSCH-SUPAN A., SABBATH E.L., 2015, « Mothering alone: Cross-national comparisons of later-life disability and health among women who were single mothers », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 69(9), p. 865-872.
- BERNARDI L., MORTELMANS D., 2016, « Lone parenthood in a life course perspective », *Lone Parenthood in the Life Course, Life course research and social policies series*, Springer, Berlin.
- BERTOZZI F., BONOLI G., GAY-DES-COMBES B., 2005, *La réforme de l'État social en Suisse*, Presse polytechnique et universitaires romandes, 132 p.
- BIANCHI S.M., MILKIE M.A., 2010, « Work and family research in the first decade of the 21st century », *Journal of Marriage and Family*, 72(3), p. 705-725.
- BIRD C.E., FREMONT A.M., 1991, « Gender, time use, and health », *Journal of Health and Social Behavior*, 32(2), p. 114-129.
- BLACK D., DANIEL K., SANDERS S., 2002, « The impact of economic conditions on participation in disability programs: Evidence from the coal boom and bust », *American Economic Review*, 92(1), p. 27-50.
- BLOSSFELD H.-P., DROBNIC S., 2001, *Careers of Couples in Contemporary Societies: From Male Breadwinner to Dual-Earner Families*, Oxford, Oxford University Press, 416 p.
- BRATSBERG B., FEVANG E., RØED, K., 2010, « Disability in the welfare state: An unemployment problem in disguise? », IZA Discussion paper, n° 4897.
- BRATTI M., MENDOLA M., 2012, « Parental health and child schooling », IZA Discussion paper, n° 5870.
- BRÜDERL J., 2010, « Kausalanalyse mit Paneldaten », in WOLF C., BEST H. (eds.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften, p. 963-994.
- BURSTRÖM B., DIDERICHSEN F., SHOULS S., WHITEHEAD M., 1999, « Lone mothers in Sweden: Trends in health and socioeconomic circumstances, 1979-1995 », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 53(12), p. 750-756.
- BURSTRÖM B., WHITEHEAD M., CLAYTON S., FRITZELL S., VANNONI F., COSTA G., 2010, « Health inequalities between lone and couple mothers and policy under different welfare regimes – the example of Italy, Sweden and Britain », *Social Science Medicine*, 70(6), p. 912-920.
- BÜHLMANN F., SCHMID BOTKINE C., FARAGO P., HÖPFLINGER F., JOY D. *et al.*, 2012, *Rapport Social 2012 : générations en jeu*, Lausanne, Seismo.
- BÜTLER M., RUESCH M., 2007, « Annuities in Switzerland », Policy research working paper, n° 4438.
- CAI L., 2010, « The relationship between health and labor force participation: Evidence from a panel data simultaneous equation model », *Labor Economics*, 17(1), p. 77-90.
- CAI L., KALB G., 2006, « Health status and labor force participation: Evidence from Australia », *Health Economics*, 15(3), p. 241-261.
- CAIRNEY J., BOYLE M., OFFORD D.R., RACINE Y., 2003, « Stress, social support and depression in single and married mothers », *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 38(8), p. 442-449.
- CAROLI E., GODARD M., 2014, « Does job insecurity deteriorate health? A causal approach for Europe », IZA Discussion paper, n° 8299.
- CONGER R.D., ELDER G.H., 1994, *Families in Troubled Times. Adapting to Change in Rural America. Social Institutions and Social Change*, New York, Aldine de Gruyter, 314 p.

- CULLATI S., 2014, « The influence of work-family conflict trajectories on self-rated health trajectories in Switzerland: A life course approach », *Social Science Medicine*, 113, p. 23-33.
- CULLATI S., ROUSSEAU E., GABADINHO A., COURVOISIER D.S., BURTON-JEANGROS C., 2014, « Factors of change and cumulative factors in self-rated health trajectories: A systematic review », *Advances in Life Course Research*, 19, p. 14-27.
- DANNEFER D., 2003, « Cumulative advantage/disadvantage and the life course: Cross-fertilizing age and social science theory », *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 58(6), p. S327-S337.
- DE REGT S., MORTELMANS D., MARYNISSEN T., 2013, « Financial consequences of relationship dissolution: A longitudinal comparison of formerly married and unmarried cohabiting men and women », *Sociology*, 47(1), p. 90-108.
- DIPRETE T.A., BUCHMANN C., 2013, *The Rise of Women*, New York, Russell Sage Foundation, 296 p.
- DZIAK E., JANZEN B.L., MUHAJARINE N., 2010, « Inequalities in the psychological well-being of employed, single and partnered mothers: The role of psychosocial work quality and work-family conflict », *International Journal for Equity in Health*, 9(6).
- EIDOUX A., LETABLIER M.-T., 2007, « Les familles monoparentales en France », Noisy-Le-Grand, Centre d'études de l'emploi, Rapport de recherche, n° 36, 112 p.
- ELDER G.H., JOHNSON M.K., CROSNOE R., 2003, « The emergence and development of life course theory », in Mortimer J. T., Shanahan M. J. (eds.), *Handbook of the Life Course*, Springer, p. 3-19.
- FRIEDLAND D.S., PRICE R.H., 2003, « Underemployment: Consequences for the health and well-being of workers », *American Journal of Community Psychology*, 32(1-2), p. 33-45.
- FRTZELL S., RINGBÄCK WEITTOFT G., FRITZELL J., BURSTRÖM B., 2007, « From macro to micro: The health of Swedish lone mothers during changing economic and social circumstances », *Social Science Medicine*, 65(12), p. 2474-2488.
- GIRAUD O., LUCAS B., 2009, « Le renouveau des régimes de genre en Allemagne et en Suisse », *Cahiers du genre*, 46(1), p. 17-46.
- GOLDMAN N., 2006, « Social inequalities in health: Disentangling the underlying mechanisms », *Annals of the New York Academy of Sciences*, 954(1), p. 118-139.
- GREENHAUS J.H., POWELL G.N., 2006, « When work and family are allies: A theory of work-family enrichment », *Academy of Management Review*, 31(1), p. 72-92.
- GROSSMAN M., 2004, « The demand for health, 30 years later: A very personal retrospective and prospective reflection », *Journal of Health Economics*, 23(4), p. 629-636.
- HALABY C.N., 2004, « Panel models in sociological research: Theory into practice », *Annual Review of Sociology*, 30, p. 507-544.
- HEADEY B., MUFFELS R., 2014, « Two-way causation in life satisfaction research: Structural equation models with Granger-causation », IZA Working paper series, n° 8665.
- HEWITT B., BAXTER J., WESTERN M., 2006, « Family, work and health: The impact of marriage, parenthood and employment on self-reported health of Australian men and women », *Journal of Sociology*, 42(1), p. 61-78.
- HOPE S., POWER C., RODGERS B., 1999, « Does financial hardship account for elevated psychological distress in lone mothers? », *Social Science and Medicine*, 49(12), p. 1637-1649.
- HUBER M., LECHNER M., WUNSCH C., 2011, « Does leaving welfare improve health? Evidence for Germany », *Health Economics*, 20(4), p. 484-504.
- IDLER E.L., BENYAMINI Y., 1997, « Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), p. 21-37.

- JACCARD J., TURRISI R., 2003, « Interaction effects in multiple regression », Newbury Park, Sage university paper, 70 p.
- JYLHÄ M., 2009, « What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model », *Social Science Medicine*, 69(3), p. 307-316.
- JOUNG I.M., VAN DE MHEEN H.D., STRONKS K., VAN POPPEL F.W., MACKENBACH J.P., 1998, « A longitudinal study of health selection in marital transitions », *Social Science and Medicine*, 46(3), p. 425-435.
- KALLEBERG A.L., 2000, « Nonstandard employment relations: Part-time, temporary and contract work », *Annual Review of Sociology*, 26, p. 341-365.
- KOBALL H.L., MOIDUDDIN E., HENDERSON J., GOESLING B., BESCULIDES M., 2010, « What do we know about the link between marriage and health? », *Journal of Family Issues*, 31(8), p. 1019-1040.
- KUHN R., RAHMAN O., MENKEN J., 2006, « Survey measures of health: How well do self-reported and observed indicators measure health and predict mortality », *Aging in Sub-Saharan Africa: Recommendations for Furthering Research*, p. 314-342.
- LIPPS O., 2009, « Attrition of households and individuals in panel surveys », Berlin, SOEP paper n° 164.
- LIU H., HUMMER R.A., 2008, « Are educational differences in U.S. self-rated health increasing? An examination by gender and race », *Social Science and Medicine*, 67(11), p. 1898-1906.
- LONG J.S., FREESE J., 2014, *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, (3rd ed.), College Station, TX, Stata Press.
- LORENZ F.O., WICKRAMA K.A.S., CONGER R.D., ELDER G.H. JR., 2006, « The short term and decade long effects of divorce on women's midlife health », *Journal of Health and Social Behavior*, 47(2), p. 111-125.
- MACRAN S., CLARKE L., SLOGGETT A., BETHUNE A., 1994, « Women's socio-economic status and self-assessed health: Identifying some disadvantaged groups », *Sociology of Health and Illness*, 16(2), p. 182-208.
- MANTING D., BOUMAN A. M., 2006, « Short-and long-term economic consequences of the dissolution of marital and consensual unions. The example of the Netherlands », *European Sociological Review*, 22(4), p. 413-429.
- MARTIKAINEN P., AROMAA A., HELIOVAARA M., KLAUKKA T., MAATELA J., LAHELMA E., 1999, « Reliability of perceived health by sex and age », *Social Science and Medicine*, 48(8), p. 1117-1122.
- MARTIN M.A., 2012, « Family structure and the intergenerational transmission of educational advantage », *Social Science Research*, 41(1), p. 33-47.
- MIROWSKY J., ROSS C.E., 2003, *Social Causes of Psychological Distress*, New York, Aldine de Gruyter, 320 p.
- MONNIER A., 2006, *Démographie contemporaine de l'Europe. Évolutions, tendances, défis*, Paris, Armand Colin, 416 p.
- OFS 2008, « Les familles en Suisse. Rapport statistique 2008 », Neuchâtel, OFS, 82 p.
- OFS, 2013, « Labor market indicators for 2013 », Neuchâtel, OFS, 20 p.
- OFS, 2015, « Enquête sur les familles et les générations 2013. Premiers résultats », Neuchâtel: OFS, *Statistiques de la Suisse*, 36 p.
- OKECHUKWU C.A., EL AYADI A.M., TAMERS S.L., SABBATH E.L., BERKMAN L., 2012, « Household food insufficiency, financial strain, work-family spillover, and depressive symptoms in the working class: The work, family, and health network study », *American Journal of Public Health*, 102(1), p. 126-133.

- OMS, 2013, « Joint meeting of experts on targets and indicators for health and well-being in Health 2020 », Copenhagen, Denmark, WHO.
- OSBORNE C., BERGER L.M., MAGNUSON K., 2012, « Family structure transitions and changes in maternal resources and well-being », *Demography*, 49(1), p. 23-47.
- PEARLIN L.I., SCHIEMAN S., FAZIO E.M., MEERSMAN S.C., 2005, « Stress, health, and the life course: Some conceptual perspectives », *Journal of Health and Social Behavior*, 46(2), p. 205-219.
- PIRANI E., SALVINI S., 2015, « Is temporary employment damaging to health? A longitudinal study on Italian workers », *Social Science Medicine*, n° 124, p. 121-131.
- PLANTENGA J., REMERY C., MAIRHUBER I., MEULDERS D., 2010, « Flexible working time arrangements and gender equality: A comparative review of thirty European countries », European Commission, 128 p.
- REGE M., TELLE K., VOTRUBA M., 2009, « The effect of plant downsizing on disability pension utilization », *Journal of the European Economic Association*, 7(4), p. 754-785.
- RODRIGUEZ E., 2002, « Marginal employment and health in Britain and Germany: Does unstable employment predict health? », *Social Science Medicine*, 55(6), p. 963-979.
- ROSS C.E., BIRD C.E., 1994, « Sex stratification and health lifestyle: Consequences for men's and women's perceived health », *Journal of Health and Social Behavior*, 35(2), p. 161-178.
- ROSS C.E., MIROWSKY J., 1995, « Does employment affect health? », *Journal of Health and Social Behavior*, 36(3), p. 230-243.
- ROSS C.E., MIROWSKY J., 2010, « Why education is the key to socioeconomic differentials in health », in Bird C. E., Conrad P., Fremont A. M., Timmermans S. (eds.), *Handbook of Medical Sociology*, Nashville, Tennessee, Vanderbilt University Press, p. 33-51.
- SABBATH E.L., MELCHIOR M., GOLDBERG M., ZINS M., BERKMAN L.F., 2011, « Work and family demands: Predictors of all-cause sickness absence in the GAZEL cohort », *The European Journal of Public Health*, 22(1), p. 101-106.
- SCHAFFNER S., EHLERT C.R., 2011, « Health effects of temporary jobs in Europe », *Ruhr Economic Papers*, n° 295, 23 p.
- SCHUMACHER R., VILPERT S., 2011, « Gender differences in social mortality differentials in Switzerland (1990-2005) », *Demographic Research*, 25(8), p. 285-310.
- SEDGH G., FINER L.B., BANKOLE A., EILERS, M.A, SINGH S., 2015, « Adolescent pregnancy, birth, and abortion rates across countries: Levels and recent trends », *Journal of Adolescent Health*, 56(2), p. 223-230.
- SIEBER S.D., 1974, « Toward a theory of role accumulation », *American Sociological Review*, 39(4), p. 567-578.
- SMITH, M.J., 1980, « The social consequences of single parenthood: A longitudinal perspective », *Family Relations*, 29(1), p. 75-81.
- STUTZ H., KNUFFER, C., 2012, *Absicherung unbezahlter Care-Arbeit von Frauen und Männern. Anpassungsbedarf des Sozialstaats in Zeiten sich ändernder Arbeitsteilung*, Bern, 159 p.
- STRUFFOLINO E., BERNARDI L., 2016, « Lone parents in Switzerland: Characteristics over time », Neuchâtel, OFS, *Démos. Informations démographiques*.
- TARGOSZ S., BEBBINGTON P., LEWIS G., BRUGHHA T., JENKINS R. et al., 2003, « Lone mothers, social exclusion and depression », *Psychological Medicine*, 33(4), p. 715-722.
- THOENEN O., 2010, « Reconciliation of work and family life in Switzerland », *German Policy Studies*, 6(3), p.13-48.

- THEVENON O., 2011, « Family policies in OECD countries: A comparative analysis », *Population and Development Review*, 37(1), p. 57-87.
- VALARINO I., BERNARDI L., 2010, « Fertility discourse in parental leave policies' media coverage. A frame analysis of French-speaking Swiss press articles from 1999 to 2009 », *Population Review*, 49(2), p. 47-69.
- VOORPOSTEL M., 2010, « Attrition patterns in the Swiss Household Panel: An analysis of demographic characteristics and social involvement », *Swiss Journal of Sociology*, 36(2), p. 359-377.
- WEITOF RINGBÄCK G., HAGLUND B., HJERN A., ROSÉN M., 2002, « Mortality, severe morbidity and injury among long-term lone mothers in Sweden », *International Journal of Epidemiology*, 31(3), p. 573-580.
- WHITEHEAD M., BURSTRÖM B., DIDERICHSEN F., 2000, « Social policies and the pathways to inequalities in health: A comparative analysis of lone mothers in Britain and Sweden », *Social Science Medicine*, 50(2), p. 255-270.
- WICKRAMA K.S., LORENZ F.O., CONGER R.D., ELDER G. H. JR., TODD ABRAHAM W., FANG S., 2006, « Changes in family financial circumstances and the physical health of married and recently divorced mothers », *Social Science Medicine*, 63(1), p. 123-136.
- ZABKIEWICZ D., 2010, « The mental health benefits of work: Do they apply to poor single mothers? », *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 45(1), p. 77-87.

Emanuela STRUFFOLINO, Laura BERNARDI, Marieke VOORPOSTEL • LA SANTÉ PERÇUE DES MÈRES DE FAMILLES MONOPARENTALES EN SUISSE: LE RÔLE DE L'ACTIVITÉ PROFESSIONNELLE ET DE L'ÉDUCATION

Les mères sans conjoint et avec des enfants à charge sont plus susceptibles d'être sans emploi et pauvres, deux facteurs qui augmentent les risques d'être en mauvaise santé. En Suisse, l'insuffisance des politiques de conciliation entre travail et famille et une fiscalité qui avantage les couples mariés adoptant une division traditionnelle du travail se traduisent par de faibles taux de participation des mères au marché du travail. Pour le cas particulier des mères seules vivant avec leurs enfants, l'emploi peut être associé à une meilleure santé parce qu'il atténue les difficultés économiques liées au fait d'être le seul pourvoyeur de ressources du foyer. Cependant, le travail peut représenter un facteur de stress supplémentaire étant donné que les mères assument désormais seules la majeure partie des soins aux enfants. Comment l'état de santé autodéclaré est-il associé à la situation familiale et le statut d'activité en Suisse? Les analyses du Panel suisse de ménages (vagues 1999-2011) montrent que les mères seules qui sont hors du marché du travail présentent plus de risques de déclarer un mauvais état de santé, en particulier si elles disposent d'un diplôme du secondaire supérieur. En revanche, les mères seules se déclarent en meilleure santé si elles travaillent à temps plein plutôt qu'à temps partiel, alors que c'est l'inverse pour les mères en couple.

Emanuela STRUFFOLINO, Laura BERNARDI, Marieke VOORPOSTEL • SELF-REPORTED HEALTH AMONG LONE MOTHERS IN SWITZERLAND: DO EMPLOYMENT AND EDUCATION MATTER?

Lone mothers are more likely to be unemployed and in poverty, which are both factors associated with a risk of poor health. In Switzerland, weak work-family reconciliation policies and taxation that favours married couples adopting the traditional male breadwinner model translate into low labour market participation rate for mothers. In the case of lone mothers, employment can be associated with better health because it eases the potential economic hardship associated with being the sole earner. However, working can represent an additional stress factor due to lone mothers' responsibility as the main caregiver. We investigate how family arrangements and employment status are associated with self-reported health in Switzerland. Our analyses on the Swiss Household Panel (waves 1999-2011) suggest that lone mothers who are out of the labour market have a higher probability of reporting poor health, especially those with an upper secondary level of education. Lone mothers reported being in better health when working full-time versus part-time, whereas the opposite applied to mothers living with a partner.

Emanuela STRUFFOLINO, Laura BERNARDI, Marieke VOORPOSTEL • LA SALUD PERCIBIDA DE LAS MADRES DE FAMILIAS MONOPARENTALES EN SUIZA: LA INFLUENCIA DE LA ACTIVIDAD PROFESIONAL Y DE LA EDUCACIÓN

Las madres sin conyugue y con niños a cargo corren un mayor riesgo de desempleo y de ser más pobres que las otras madres, y además estos factores aumentan el riesgo de tener una mala salud. En Suiza, la insuficiencia de las políticas de conciliación entre trabajo y familia, y una fiscalidad que favorece a las parejas casadas que adoptan una división tradicional del trabajo, se traducen por una débil participación de las mujeres al mercado laboral. En el caso particular de las madres que viven solas, el tener un empleo puede estar asociado a una mejor salud ya que atenúa las dificultades económicas. Sin embargo, el trabajo puede representar también un factor de estrés suplementario puesto que la madre asegura sola la mayor parte de los cuidados prodigados a los hijos ¿cómo está asociado en Suiza el estado de salud declarado a la situación familiar y al estatuto de actividad? Los análisis del Panel suizo de hogares (olas 1999-2011) muestran que las madres solas que están fuera del mercado de trabajo declaran más frecuentemente tener una salud deficiente, particularmente cuando poseen un diploma de la enseñanza media o superior. Las mujeres solas se declaran en mejor salud si trabajan a tiempo completo que si lo hacen a tiempo parcial, mientras que es lo contrario en las madres con pareja.

Mots-clés : Mères seules, santé perçue, emploi, niveau d'éducation, heures travaillées, parcours de vie, Suisse.

Keywords: Lone mothers, self-reported health, employment, education, working hours, life course, Switzerland.