

<https://archined.ined.fr>

Le temps passé sans vivre en couple : une analyse au fil des générations en France

Nicolas Rebière, Nicolas Cauchi-Duval, Lyem Britah, Zoé Deloeil, Inès Munoz-Bertrand, Axel Redonnet et Margaux Tocqueville

Version

Libre accès

Licence / License

CC Attribution - Utilisation non commerciale - Pas d'Œuvre dérivée 4.0 International (CC BY-NC-ND)

POUR CITER CETTE VERSION / TO CITE THIS VERSION

Nicolas Rebière, Nicolas Cauchi-Duval, Lyem Britah et al., 2023, "Le temps passé sans vivre en couple : une analyse au fil des générations en France", Population (édition française) 78: 271-300.

<https://doi.org/10.3917/popu.2302.0271>

Disponible sur / Available at:

http://hdl.handle.net/20.500.12204/xE_GXowBU9Wft_qNAmZz

Le temps passé sans vivre en couple : une analyse au fil des générations en France

Nicolas REBIÈRE*, Nicolas CAUCHI-DUVAL**°, Lyem BRITAH**°,
Zoé DELOEIL*°, Inès MUNOZ-BERTRAND**°, Axel REDONNET**°,
Margaux TOCQUEVILLE *+

Résumé

En France, la part des personnes vivant sans conjoint chez les moins de 65 ans progresse depuis la fin des années 1960. Cet article présente la durée de vie hors couple cohabitant cumulée au fil des âges pour les générations 1926 à 1988 à partir des enquêtes Erfi (2005) et Epic (2013-2014), et identifie les facteurs de son évolution à partir de régressions linéaires. Ces durées ont évolué différemment selon le sexe et sont devenues plus faibles chez les femmes, qui ont notamment plus bénéficié que les hommes du recul du célibat prolongé et du veuvage précoce. Les effets de l'origine sociale et du niveau de diplôme ont longtemps structuré la durée de vie hors couple, mais diminuent progressivement. Les premières générations de baby-boomers (1945-1955) font figure d'exception en ayant connu les plus faibles durées de vie hors couple, de telle sorte que la complexification des trajectoires conjugales vécues par les générations suivantes s'apparente plus à une transformation des normes de conjugalité qu'à leur rejet.

Mots-clés

vie hors couple, célibat, parcours conjugal, âge et génération, Erfi, Epic, France

En 2012, Klinenberg avançait la thèse que les populations des pays développés, confrontées à des périodes de vie en solo de plus en plus fréquentes, apprendraient progressivement à vivre positivement cette expérience, voire à la souhaiter. L'essor de la vie hors couple⁽¹⁾ et de son acceptation pourraient alors être révélateurs d'un affaiblissement de la norme conjugale⁽²⁾.

(1) Ou « vie célibataire », entendue comme « la situation des personnes qui, pour un temps ou plus durablement, ne sont pas, ou plus, en couple » (Bergström *et al.*, 2019).

(2) Entendue comme l'ensemble des contraintes externes ou intériorisées incitant un individu à rechercher activement le partage d'un lien affectif et sexuel durable et exclusif avec une personne de l'autre sexe.

* Université de Bordeaux; COMPTRESEC UMR CNRS 5114 – 16, Avenue Léon Duguit CS 50057, 33608 Pessac Cedex – France. nicolas.rebiere@u-bordeaux.fr

** Université de Strasbourg; SAGE UMR CNRS 7363.

° Université de Strasbourg; École des Hautes Études en Démographie.

• Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne; École des Hautes Études en Démographie.

◇ Université de Strasbourg; École des Hautes Études en Démographie.

+ Université de Picardie Jules Verne; École des Hautes Études en Démographie.

En France, depuis les années 1970, la vie hors couple cohabitant s'est effectivement largement diffusée parmi les moins de 65 ans, en raison principalement du recul de l'âge à la première union corésidente et de la multiplication des séparations (Toulemon, 2012). Même en tenant compte de toute relation amoureuse jugée « importante », qu'elle soit cohabitante ou non, 21 % des individus âgés de 26 à 65 ans en 2013 déclaraient ne pas avoir de partenaire (Bergström *et al.*, 2019). Fréquemment dépeinte dans la presse comme le signe de l'acceptation et de la diffusion d'un nouveau mode de vie, cette progression du célibat pourrait tout au moins témoigner d'une « remise en question » du couple (Arbouville et Bonvalet, 2003). D'ailleurs, en 2013, plus de 70 % des 26-65 ans considéraient que l'on peut réussir sa vie sans être en couple (Vivier et Courtel, 2018). Une recherche qualitative nuance cependant ces résultats (Vivier et Courtel, 2018 ; Bergström *et al.*, 2019) : la vie reste encore jalonnée d'incitations diverses et répétées à se (re)mettre en union, et le couple est toujours fortement associé au bonheur et à l'épanouissement personnel. Ainsi, « l'ouverture des possibles en matière de vie affective semble avoir renforcé plutôt qu'affaibli la norme conjugale » (Bergström *et al.*, 2019, p. 124).

Les travaux appréhendant les périodes de vie hors couple à partir d'approches quantitatives sont encore rares (Rault et Régnier-Loilier, 2019), l'analyse démographique souffrant d'un certain tropisme conjugal (Bergström, 2018) : le plus souvent centrée sur les épisodes de mise en union, de vie en couple ou de rupture d'union – du fait de leur lien avec la fécondité – elle considère implicitement les périodes intermédiaires comme des « temps creux » de la vie conjugale. La connaissance de l'évolution de la vie hors couple ne repose ainsi avant tout que – par complémentarité – sur une observation transversale, au fil des recensements, de la distribution par âge de la population vivant au contraire en couple (Lefranc, 1995 ; Arbouville et Bonvalet, 2003 ; Daguet et Niel, 2010 ; Toulemon, 2012 ; Insee, 2015). La littérature ne fournit également, en France comme ailleurs, qu'une vision partielle et morcelée des déterminants de la vie hors couple au travers d'analyses des facteurs associés au fait de vivre seul au sein d'un ménage (Gaymu *et al.*, 2006 ; Schwanitz et Mulder, 2015 ; Sandström et Karlsson, 2019), d'être à la tête d'une famille monoparentale (Le Pape *et al.*, 2015 ; Steinbach *et al.*, 2016 ; Algava *et al.*, 2021), ou de ne connaître aucune union cohabitante jusqu'à un âge plus ou moins avancé (Van den Berg et Verbakel, 2021).

Le premier objectif de cet article est donc d'étudier l'évolution de la durée de vie hors couple en France à différents âges atteints à partir d'une approche générationnelle. L'Étude des parcours individuels et conjugaux (Épic, 2013-2014) permet de reconstituer les trajectoires conjugales des individus et ainsi de déterminer cette durée cumulée. Pour identifier les individus en couple, Épic laisse le répondant libre de se considérer comme tel. Ce parti pris méthodologique semble adapté à la société actuelle dans laquelle « faire couple » s'émancipe peu à peu des institutions (Prioux, 2005), mais également de la

cohabitation (Régnier-Loilier, 2016 ; 2019 ; Giraud, 2023), voire de la sexualité (Bidart, 2001). Toutefois cette enquête ne permet de faire débiter une analyse longitudinale qu'à partir des baby-boomers. Prendre ces derniers comme point de départ – et implicitement comme référentiel – pourrait fausser l'interprétation des évolutions de la durée de vie hors couple à long terme. En effet, Bonvalet *et al.* (2011), en retraçant leur histoire, montrent à quel point ces générations marquent une « rupture » avec les précédentes, notamment en termes de conjugalité. Aussi, avons-nous opté pour un couplage avec l'enquête Étude des relations familiales et intergénérationnelles (Érfi) de 2005⁽³⁾ afin d'intégrer des générations plus anciennes. Le seul référentiel commun aux deux sources de données pour identifier la vie de couple étant l'appartenance à un même logement, l'essentiel de l'analyse portera sur l'évolution à long terme de la durée de vie hors couple « cohabitant », c'est-à-dire le temps passé sans vivre en couple au sein d'un même logement. Cela conduit à la mesure d'une durée de vie hors couple ne tenant pas compte des unions non cohabitantes, dont l'impact de l'exclusion pourra toutefois être estimé et discuté pour les générations référencées dans Épic.

L'apport de cette démarche à la littérature existante est double : d'une part, compléter le suivi transversal de la vie hors couple par une analyse au cours du cycle de vie, généralement considérée comme indispensable pour comprendre les évolutions des phénomènes démographiques « sans la lunette déformante des aléas conjoncturels⁽⁴⁾ » (Samuel, 2008, p. 3) ; d'autre part, contribuer à l'identification des mutations de la norme conjugale, la durée de vie hors couple d'une génération résultant de l'interaction entre des processus qui, pour certains, l'alimentent (recul de l'âge à la première union, séparations) et d'autres qui la réduisent ou l'atténuent (première union plus précoce, remises en couple, recul de l'âge au veuvage). Dès lors, la diminution ou la stabilité du temps de vie hors couple au fil des générations traduirait le maintien à long terme de la norme conjugale, mais sous de nouvelles formes⁽⁵⁾.

Le deuxième objectif est de reconstituer les parcours conjugaux des générations en intégrant l'alternance entre périodes de vie célibataire et de vie en couple, afin de mieux comprendre les éventuelles fluctuations de la durée de vie hors couple aux différents âges atteints.

Le troisième objectif est d'étudier le lien entre certaines caractéristiques individuelles et l'évolution de la durée de vie hors couple cohabitant. Des travaux consacrés aux remises en union et aux ruptures successives soulignent qu'elles ne touchent pas toutes les catégories de la population avec la même intensité, et qu'elles ne sont pas indépendantes des dynamiques conjugales qui

(3) Cette démarche a déjà été mise en œuvre, notamment par Solaz (2021).

(4) À titre d'exemple, la réforme du divorce avait entraîné une forte hausse de la divortialité observée en transversal, en 2005, sans réellement avoir d'effet par la suite au sein des générations d'après les observations longitudinales (Mazuy *et al.*, 2011).

(5) L'augmentation du temps de vie hors couple pourrait autant traduire un affaiblissement de la norme conjugale qu'un accroissement des difficultés auxquelles font face les individus pour la respecter.

les précèdent (Costemalle, 2015 ; Beaujouan, 2016 ; Costemalle, 2019). Les expériences de célibat sont vécues différemment selon le sexe, l'âge, le diplôme ou la catégorie sociale des individus, et peuvent en conséquence faire évoluer leurs aspirations (Bergström *et al.*, 2019). En somme, les périodes successives de vie hors couple revêtent autant d'importance que les épisodes de vie à deux dans les parcours conjugaux, car elles les conditionnent en partie. Certaines caractéristiques individuelles pourraient être différemment associées – selon les générations concernées – à un cumul de périodes de vie hors couple (retard à la première union, séparations plus fréquentes, remises en couple plus tardives, etc.) et expliqueraient en partie sa variabilité au fil des générations.

I. Interaction et évolution des composantes de la durée de vie hors couple au fil des générations

1. Les quatre composantes de la durée de vie hors couple et l'effet de leur interaction

Considérons des générations successives d'individus ayant atteint un âge donné. Quatre phénomènes démographiques ont interagi et conditionné l'évolution du nombre d'années vécues hors couple jusqu'à cet âge : la première union, la rupture d'union par séparation, la rupture par décès du conjoint (veuvage) et la remise en union.

Concernant la première union, d'un côté l'écrasante majorité de la population connaît une première union au début de la vie adulte, avant 30 ans, mais avec une variabilité de l'âge moyen à l'union selon les générations, à la hausse ou à la baisse, ce qui joue sur la durée moyenne de vie hors couple dans les deux sens. De l'autre côté, le célibat définitif⁽⁶⁾ ou prolongé, même s'il concerne une fraction de la population relativement faible⁽⁷⁾, peut lui aussi avoir un impact significatif sur la durée de vie hors couple moyenne de la génération.

Une augmentation de l'intensité des séparations d'une génération à l'autre entraîne quant à elle, sans surprise, une tendance à la hausse de la durée de vie hors couple.

Le recul du veuvage, lié à l'augmentation de l'espérance de vie, a un double impact : d'une part, il fait perdurer des relations qui se seraient soldées par une rupture par décès dans le contexte de plus forte mortalité prévalant dans les générations antérieures ; d'autre part, une partie des personnes ayant fait l'expérience d'une séparation seraient de toute manière devenues veuves si le

(6) En analyse démographique, le célibat a longtemps été qualifié de « définitif » en l'absence de mariage avant 50 ans, mais on préférera utiliser ce terme si une personne ne s'est jamais mise en union au cours de sa vie (Bouchet-Valat, 2015) et qualifier de célibat « prolongé » l'absence d'union jusqu'à un âge spécifique.

(7) En Europe, la proportion d'individus n'ayant connu aucune union cohabitante avant 40 ans varie de 3 % à 10 % selon le pays, la France ayant une position médiane (Bellani *et al.*, 2017).

niveau de mortalité antérieur avait perduré, de sorte qu'une fraction des séparations seraient sans incidence sur l'évolution de la durée de vie hors couple. Pour ces deux raisons, le veuvage précoce⁽⁸⁾, même s'il ne concerne qu'une faible proportion de la population, peut lui-même avoir un effet non négligeable sur la durée de vie hors couple.

Enfin, la hausse de l'intensité et le raccourcissement du délai de la remise en couple après séparation atténuent l'augmentation de la durée de vie hors couple.

Peu d'études ont tenté de combiner ces différentes situations. Pour la France, Pennec et Gaymu (2011) se sont focalisées sur les trajectoires de vie après 60 ans, de manière à apprécier l'évolution de l'isolement conjugal des personnes âgées. Pour les générations 1900 à 1950, l'interaction entre les tendances des séparations, de la mortalité et des remises en union les amène à conclure que « contrairement au passé, quel que soit le sexe, les années de vie gagnées dans le futur pourraient n'être que des années de vie en couple » (Pennec et Gaymu, 2011, p. 198). Aux États-Unis, une enquête menée en 2014 a permis d'estimer que, pour les femmes des générations 1931-1941, 73 % des années vécues à partir de 20 ans l'étaient dans le mariage, contre 54 % pour celles du groupe de générations 1954-1959 (Munnell *et al.*, 2017). Les effets du recul du veuvage et des remariages n'ont pas compensé les effets cumulés d'une multiplication par trois du pourcentage de femmes ne se mariant pas, d'un âge au premier mariage en hausse de trois ans, et de la forte croissance des divorces. Cette étude laisse toutefois dans l'ombre l'effet de la montée des unions cohabitantes non mariées qui, bien que plus limitée aux États-Unis qu'en France⁽⁹⁾, a pu contribuer à compenser l'augmentation de la durée de vie hors couple marié.

2. Évolution de long terme des composantes de la durée de vie hors couple

En France comme ailleurs, la formation d'un couple est restée au XX^e siècle une expérience largement partagée par l'ensemble des générations. Pour autant, 8 % des hommes et 10 % des femmes de la génération 1930 n'avaient encore jamais vécu en couple cohabitant à 45 ans. On observe par la suite une diminution de 3 points de cet indicateur pour les femmes nées dans les années 1940, tandis qu'il reste stable pour les hommes (Robert-Bobée et Mazuy, 2005). Par la suite, le célibat prolongé jusqu'à cet âge avancé connaît peu d'évolution (Costemalle, 2015).

L'âge médian à la mise en couple cohabitant de la génération 1930 s'élevait à 25,3 ans pour les hommes et 22,5 ans pour les femmes (Prioux, 2003). Il a ensuite évolué en forme de U : une diminution de 2 ans pour les hommes et de

(8) Avant 55 ans (Delaunay-Berdaï, 2004 ; Volhuer, 2012).

(9) Au début des années 1990, 83,3 % des Françaises âgées de 15 à 44 ans avaient déjà cohabité en dehors du mariage, contre 71,9 % des Américaines du même âge (Heuveline et Timberlake, 2004).

1 an pour les femmes jusqu'aux générations nées durant la Seconde Guerre mondiale, puis une réaugmentation au niveau précédent sous l'effet principalement de l'allongement des études et de la progression du chômage (Prioux, 2005). À partir des générations nées à la fin des années 1970, alors que les études ne s'allongeaient plus, la tendance s'est stabilisée (Rault et Régnier-Loilier, 2019).

S'agissant des ruptures d'unions, le veuvage précoce a fait l'objet de peu de travaux de recherche en France. Parmi les femmes nées entre 1910 et 1920, un quart (24 %) avaient fait l'expérience du décès de leur conjoint corésident avant 60 ans ; cette proportion n'est plus que de 16 % pour celles nées entre 1930 et 1940 (Delbès et Gaymu, 2005). D'après les analyses de Delaunay-Berdaï (2005) à partir de l'enquête Famille de 1999, l'âge moyen au veuvage des veufs précoces (avant 55 ans) s'élevait à 44 ans, mais 40 % des individus avaient moins de 35 ans. Pour ce qui est des ruptures des premières unions par séparation, leur progression reste limitée jusqu'aux baby-boomers, avant de connaître une forte accélération : à 50 ans, moins de 5 % des personnes nées en 1926-1935 avaient déjà rompu une première union corésidente, moins de 10 % de celles des générations 1936-1945, mais plus de 25 % de celles nées juste après-guerre, et près de 35 % de celles des générations 1956-1964 (Solaz, 2021).

L'effet des ruptures d'union sur la durée de vie hors couple s'est atténué progressivement pour les générations les plus récentes sous l'effet de remises en couple plus fréquentes. Avoir vécu plusieurs fois en couple à 50 ans était encore marginal pour les générations des années 1930 (4 % des hommes et 5 % des femmes), alors que plus de 25 % des personnes nées 30 ans plus tard sont concernées (Solaz, 2021). Parallèlement à leur expansion, les remises en couple sont devenues plus rapides : 53 % des femmes (60 % des hommes) avaient déjà reformé une union corésidente 4 ans après une première rupture lorsque la séparation avait eu lieu en 1990-1994, contre 30 % (45 % des hommes) si elle était survenue au début des années 1970 (Beaujouan, 2012). On notera l'impact différentiel de ces processus sur les trajectoires masculines et féminines, visible également concernant le veuvage : les veufs ont deux fois plus de chances de revivre en couple cohabitant que les veuves, et ont tendance à le faire plus rapidement (Volhuer, 2012). Enfin, plus la durée entre deux unions est courte, plus la relation suivante sera stable dans le temps, notamment lorsque les partenaires sont dans des âges de vie féconde (Costemalle, 2019).

Les remises en couples peuvent elles-mêmes être rompues. Si les secondes unions corésidentes formées dans les années 1970 l'étaient plus fréquemment que les premières, une inversion de tendance survient à partir des cohortes des années 1990 (Beaujouan, 2016). Par ailleurs, plus la durée de la première union a été longue, moins le risque est grand de se séparer dans sa seconde union (Costemalle, 2019).

Ainsi, alors même que la proportion de célibataires avant 60 ans a augmenté au fil des années (en transversal), on s'attend à ce que la durée de vie hors couple cohabitant aux différents âges atteints ait suivi une évolution en forme

de U au fil des générations du xx^e siècle. Il est probable en effet qu'à partir de la génération 1930, l'addition des effets d'une première union plus précoce, du recul du célibat définitif et de celui du veuvage a dans un premier temps plus que compensé la montée progressive des séparations. Un point bas suivi d'un retournement serait par la suite atteint en raison du recul de l'âge à la première union et de l'intensification des séparations. S'en suivrait une progression, vraisemblablement lente, atténuée notamment par une hausse des remises en union et un recul du délai inter-unions. L'intérêt principal est alors de déterminer quelles générations matérialisent le point de retournement et la vitesse à laquelle la durée de vie hors couple cohabitant augmente par la suite.

On pourra observer par ailleurs des différences selon le sexe, chacune des composantes de la vie hors couple ayant affecté différemment les hommes et les femmes. Les femmes qui sont plus exposées au recul du célibat prolongé et du veuvage précoce, se remettent moins fréquemment en couple et ne connaissent pas les mêmes variations de l'âge à la première union que les hommes.

3. Les principaux facteurs sociodémographiques associés à la durée de vie hors couple

Certaines caractéristiques sociales ou démographiques, relativement stables au fil de la vie⁽¹⁰⁾, influencent plusieurs composantes de la vie hors couple⁽¹¹⁾.

Concernant le célibat définitif, Bouchet-Valat (2015) observe, pour les femmes des générations d'avant-guerre, une propension à ne jamais vivre en couple qui augmente avec le niveau de diplôme. Puis, à partir de la génération 1950, les chances de vie en union corésidente des plus diplômées rejoignent celles des moins diplômées. Au contraire, chez les hommes, alors que l'on observait peu de différences selon le niveau d'éducation auparavant, le risque de célibat définitif progresse moins chez les plus diplômés que dans les autres groupes à partir des premières générations du baby-boom.

Le diplôme affecte également particulièrement l'âge à la première union avec, au sein du groupe de générations 1978-1987, un écart de 2 ans chez les hommes et les femmes ayant un diplôme supérieur à Bac + 2 par rapport à celles et ceux qui se sont arrêtés avant le baccalauréat et qui se mettent en union plus tôt (Rault et Régnier-Loilier, 2019).

Du fait du cumul de l'écart d'âge entre conjoints et d'une mortalité plus élevée pour les hommes que pour les femmes, ainsi que parmi les classes sociales défavorisées, le veuvage précoce concerne très majoritairement les

(10) Par exemple, la catégorie socioprofessionnelle a potentiellement un impact sur toutes les composantes de la vie hors couple, mais évolue avec l'avancée en âge et donc au fil des étapes du parcours conjugal d'un individu, de sorte qu'il n'est pas possible de déterminer une durée de vie hors couple moyenne par catégorie socioprofessionnelle.

(11) Le nombre d'enfants et le calendrier de la fécondité, par exemple, influencent fortement le temps de vie hors couple entre une première union et une remise en union potentielle, mais les enfants sont rares avant une première union.

femmes (Delaunay-Berdaï, 2005) et les milieux populaires (Delaunay-Berdaï, 2005 ; Bouhia, 2008).

La remise en union et surtout le délai depuis la dernière séparation sont influencés par les parcours conjugaux et familiaux antérieurs (Beaujouan, 2012). On observe toutefois davantage de femmes sans diplôme en deuxième qu'en première union, et moins de femmes très diplômées, alors que les proportions d'hommes restent équivalentes (Beaujouan, 2011).

L'effet du diplôme sur le risque de dissolution d'union cohabitante est seulement significatif pour les niveaux secondaires (Marteau, 2019), et son ampleur est faible. Concernant les premières unions, l'effet du diplôme n'est « ni clair, ni fort, ni stable » (Mignot, 2009, p. 397). En se focalisant sur les ruptures de seconde union, on observe un effet du diplôme uniquement si le répondant est une femme : dans ce cas n'avoir aucun diplôme ou un niveau Bac + 5 accroît le risque de rupture par rapport aux autres niveaux de diplôme (Costemalle, 2019).

Un autre facteur commun constitue une relative « transmission intergénérationnelle du divorce », du fait que les personnes dont les parents se sont séparés lorsqu'elles étaient mineures rompent davantage leurs unions (Costemalle, 2019).

Beaujouan (2016) identifie pour les femmes des facteurs additionnels en lien avec une séparation, quel que soit le rang de l'union considéré. On retient notamment l'origine sociale : les enfants de cadres et des classes sociales les plus favorisées ont tendance à moins se séparer. Le lieu de naissance est également significatif : être né en France plutôt qu'à l'étranger est lié à une plus forte probabilité de séparation.

II. Données et méthode

1. Les enquêtes Érfi et Épic

Notre étude s'appuie sur les données de la première vague de l'enquête Étude des relations familiales et intergénérationnelles (Érfi), réalisée en 2005 auprès de 10 079 individus nés entre 1926 et 1987⁽¹²⁾, et sur celles de l'enquête Étude des parcours individuels et conjugaux (Épic), réalisée en 2013-2014 auprès de 7 825 individus nés entre 1948 et 1988. Élaborées dans une perspective d'analyse des trajectoires individuelles, elles incluent toutes deux des informations sur l'histoire conjugale des enquêtés, mais la nature des relations conjugales observables diffère.

Dans l'enquête Érfi, seul l'historique des relations cohabitantes peut être reconstitué puisque la vie conjugale passée est entendue comme « le fait

(12) Pour une présentation détaillée de l'enquête Érfi, voir Régnier-Loilier (2009). Concernant l'enquête Épic, voir Rault et Régnier-Loilier (2019).

d'avoir vécu sous le même toit avec un conjoint pendant au moins trois mois de suite ». Pour chaque ancien conjoint, il est alors possible de savoir quand la cohabitation a débuté, mais aussi quand et comment le couple a pris fin. Le tableau de composition du ménage permet de compléter cet historique en identifiant depuis quand un éventuel conjoint vit dans le logement avec l'enquêté.

À l'inverse, l'enquête Épic permet de reconstituer l'historique de l'ensemble des relations conjugales, corésidentes ou non. En effet, il est demandé aux répondants s'ils sont actuellement en couple, que ce soit « avec une personne qui vit dans le logement » ou « avec une personne qui ne vit pas dans le logement ». Si ce n'est pas le cas, ils sont invités à répondre à la question « Aujourd'hui ou par le passé, avez-vous déjà eu une relation de couple ou une relation amoureuse importante pour vous ? ». Les répondants en couple au moment de l'enquête ou ayant connu une relation importante par le passé sont alors amenés à décrire l'ensemble de leurs relations. Ils précisent alors quand celles-ci ont commencé, quand et comment elles se sont éventuellement terminées, et les dates de début et fin de cohabitation.

2. Les durées de vie hors couple

Nous reconstituons ainsi respectivement 10 147 (Érfi) et 9 349 (Épic) unions cohabitantes d'au moins trois mois consécutifs, puis on calcule pour chaque individu et à chaque âge atteint la durée de vie hors couple cohabitant. Pour les répondants de l'enquête Épic, cette durée est complétée d'une durée de vie hors couple « totale » à partir des 14 699 unions répertoriées (cohabitantes ou non). Cela a permis de constater que les tendances de vie hors couple suivaient celles de la vie hors couple cohabitant (figure A1).

Dans la mesure où l'entrée en union corésidente des générations les plus anciennes se faisait quasi-exclusivement au sein du mariage (Sardon, 1996), on a calculé ces durées sur la base de l'âge minimum légal au mariage des hommes, donc à partir du 18^e anniversaire des répondants⁽¹³⁾. Ce choix reste subjectif mais sans réelle incidence, puisque les données révèlent qu'une faible proportion d'unions cohabitantes débutent avant 18 ans (1,5 %).

3. Stratégie d'analyse

On estime tout d'abord la durée moyenne de vie hors couple cohabitant des hommes et des femmes au fil des générations à divers âges atteints (25 ans, 35 ans, 45 ans, 55 ans et 65 ans), puis les coefficients de variation correspondants, afin de décrire l'évolution du temps moyen passé hors couple cohabitant et sa dispersion sur un large spectre de générations.

(13) Tenir compte de l'âge à la décohabitation de chez les parents est une option qui n'a pas été retenue car elle reviendrait à minimiser la durée de vie hors couple, cette décohabitation pouvant n'avoir jamais lieu, ou avoir été retardée jusqu'à l'existence d'une éventuelle première union (Bozon, 1994).

On analyse ensuite comment la complexification des trajectoires conjugales s'est traduite en termes de durée de vie hors union cohabitante. On calcule la prévalence des différents parcours conjugaux, en excluant ici les rares individus ayant déclaré deux unions cohabitantes au cours d'une même période. On décompose également les durées de vie hors couple cohabitant selon l'étape du parcours conjugal à laquelle elles sont associées (aucune union, célibat précédant une première union, rupture par séparation et rupture par décès du conjoint).

Enfin, on distingue l'effet propre de chacune des variables susceptibles d'affecter la durée de vie hors couple cohabitant (ci-après la DVHCC) à partir de modèles multivariés. Dans un premier temps, on modélise la DVHCC à chaque âge pour chacun des sexes à partir de modèles de régression linéaire portant sur l'ensemble des personnes-années⁽¹⁴⁾. Dans un second temps, on modélise cette même durée cumulée à partir de plusieurs modèles de régressions linéaires, portant cette fois sur les individus et stratifiés selon le sexe, l'âge atteint et le groupe décennal de générations.

L'analyse porte sur la durée de vie hors couple cohabitant cumulée à divers âges, mais beaucoup des variables sociodémographiques disponibles se réfèrent à la situation du répondant au moment de chacune des deux enquêtes mobilisées. De ce fait ont été sélectionnées les variables potentiellement discriminantes dont la modalité n'évolue pas ou peu au fil du temps. Outre le sexe et la génération, nous retenons, au vu des résultats observés dans la littérature, le niveau de diplôme, la catégorie sociale (CS) du ménage parental⁽¹⁵⁾, la nationalité, et contrôlons la « transmission intergénérationnelle des séparations » en distinguant les répondants ayant vécu avec leurs deux parents pendant l'enfance⁽¹⁶⁾ des autres.

III. Résultats

1. Évolution de la durée de vie hors couple cohabitant au fil des générations

La figure 1 illustre l'évolution de la durée moyenne de vie hors couple cohabitant des hommes et des femmes, au fil des générations, entre leur 18^e anniversaire et différents âges atteints.

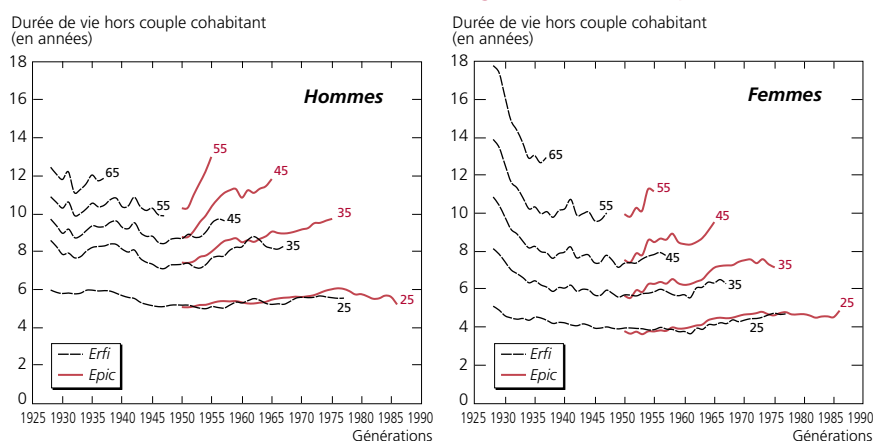
Globalement, la DVHCC évolue selon une courbe en U pour les deux sexes. Elle diminue des générations nées avant 1930 à celles nées à la fin des années

(14) Les différentes années qui concernent un même individu sont alors spécifiées comme appartenant à un même *cluster*.

(15) Estimée à partir de la catégorie sociale du ou des parent(s) avec le(s)quel(s) a vécu le répondant, sur un principe semblable à la « PCS ménage » de l'Insee en 7 postes. Son principe de construction est détaillé dans Amossé et Cayouette-Remblière (2022).

(16) Jusqu'au 15^e anniversaire des répondants dans Érfi et 18^e anniversaire dans Épic.

Figure 1. Durées moyennes de vie hors couple cohabitant au fil des générations (en années), selon le sexe, l'âge atteint et l'enquête



Lecture : Les hommes nés en 1955 ont, à 25 ans, vécu en moyenne 5,1 années hors couple cohabitant depuis leur 18^e anniversaire selon l'enquête Érfi et 5,3 ans selon Épic.

Champ : Ensemble des répondants nés entre 1926 et 1988.

Sources : Érfi (Ined-Insee, 2005) et Épic (Ined-Insee, 2013-2014), calculs des auteur-es.

1940, puis augmente de nouveau ensuite. Toutefois, avant 45 ans, la DVHCC des femmes est toujours inférieure à celle des hommes à un âge donné alors que celle des femmes nées avant 1930 est au contraire plus élevée dès 45 ans, et cela devient le cas de toutes les générations de femmes à 65 ans⁽¹⁷⁾.

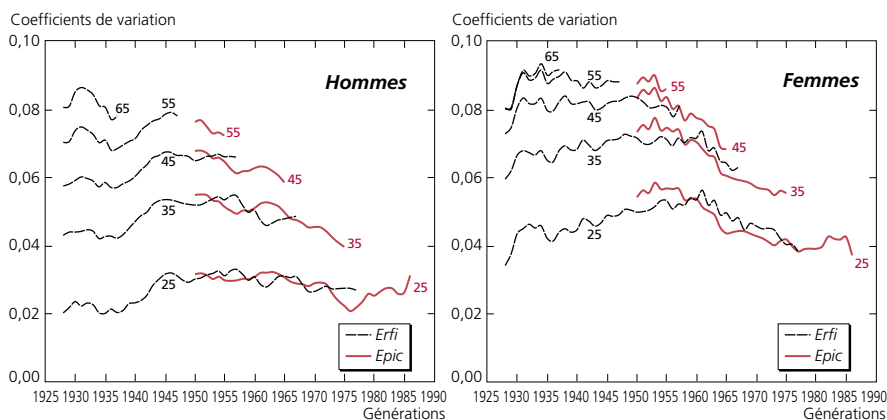
À 35 ans par exemple, les hommes nés en 1928 ont en moyenne vécu 8,6 années en dehors d'un couple cohabitant depuis leurs 18 ans, soit autant que ceux nés en 1961, mais davantage que les hommes nés en 1947 (7,1 ans). Au même âge, la baisse de la DVHCC des femmes des générations 1928 à 1949 (passant de 8,1 à 5,6 ans) est plus marquée, et la hausse qui s'ensuit est aussi plus modérée (n'atteignant jamais plus de 7,3 ans). La même tendance s'observe également aux âges plus élevés. Aussi, si elle se confirme, les générations du milieu des années 1940 seront celles qui auront connu la DVHCC la plus faible à chaque âge étudié. Les hommes nés en 1947 ont connu en moyenne 5,1 ans à 25 ans, 7,1 ans à 35 ans, 8,5 ans à 45 ans et 9,9 ans à 55 ans de vie hors couple cohabitant ; respectivement 4 ans, 6 ans, 7,7 ans et 10 ans aux mêmes âges pour les femmes.

La diversification des trajectoires conjugales individuelles, liée à l'avancée en âge, entraîne une progression presque automatique de la dispersion de la

(17) Pour les générations les plus anciennes, la durée de vie hors couple est surestimée car l'année de la cohabitation renseignée ne pouvait pas être antérieure à 1950 dans l'enquête Érfi. Aussi, nous avons mesuré ces durées de vie hors couple en supposant que toute cohabitation prétendument débutée en 1950 l'a en fait été l'année du 18^e anniversaire des répondants. Si les niveaux diffèrent, cela ne remet en question ni les différences entre les sexes ni les évolutions au fil des générations à partir de 45 ans.

DVHCC au fil des âges atteints, ici observée à partir du coefficient de variation⁽¹⁸⁾ (figure 2). Toutefois, à chaque âge atteint, les DVHCC sont d'autant plus homogènes (la dispersion diminue) que la durée moyenne augmente et inversement. Par ailleurs, quels que soient l'âge atteint et la génération, les DVHCC des femmes, généralement plus faibles que celles des hommes, sont également plus diverses. L'hétérogénéité des durées de vie hors couple cohabitant tient dès lors plus à des comportements d'union favorisant le raccourcissement du temps passé hors couple qu'à d'autres comportements favorisant son allongement.

Figure 2. Coefficients de variation de la durée de vie hors couple cohabitant au fil des générations, selon le sexe, l'âge atteint et l'enquête



Lecture : Le coefficient de variation des femmes nées en 1980 est de 0,039.

Champ : Ensemble des répondants nés entre 1926 et 1988.

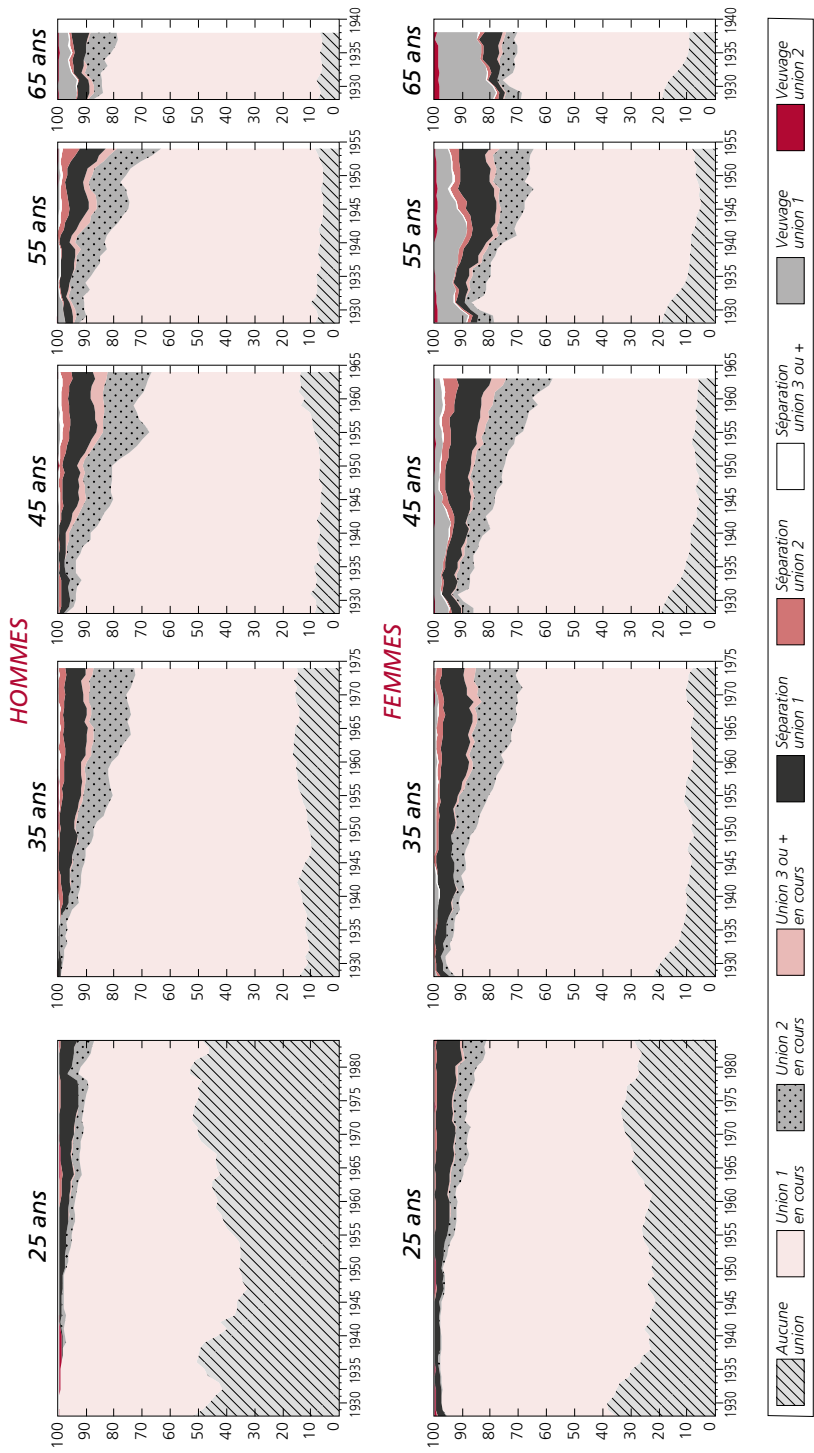
Sources : Érfi (Ined-Insee, 2005) et Épic (Ined-Insee, 2013-2014), calculs des auteur-es.

2. Durée de vie hors couple et complexification des trajectoires conjugales

Pour toutes les générations étudiées, vivre une première union est la situation conjugale majoritaire des hommes comme des femmes à partir de 35 ans (figure 3). Même lorsqu'elle est moins fréquente, elle concerne *a minima* 57 % des hommes (à 35 ans pour la génération 1972) et 48,9 % des femmes (à 65 ans pour la génération 1928). Pour autant, l'importance de la première union dans les parcours conjugaux ne cesse de décliner au fil des générations du fait de ruptures plus fréquentes et plus précoces. Ainsi, alors que pour la génération 1937 les séparations ne concernent pas plus de 17,4 % des hommes et 13,3 % des femmes de 65 ans, ces proportions s'observent dès 35 ans chez les hommes nés en 1953, et dès 25 ans chez les femmes nées en 1977.

(18) Le coefficient de variation rapporte l'écart type de la durée de vie hors couple cohabitant à sa moyenne, et n'a donc pas d'unité de mesure. Plus la valeur du coefficient de variation est élevée, plus la dispersion autour de la moyenne est grande.

Figure 3. Distribution des parcours conjugaux à différents âges atteints selon la génération et le sexe



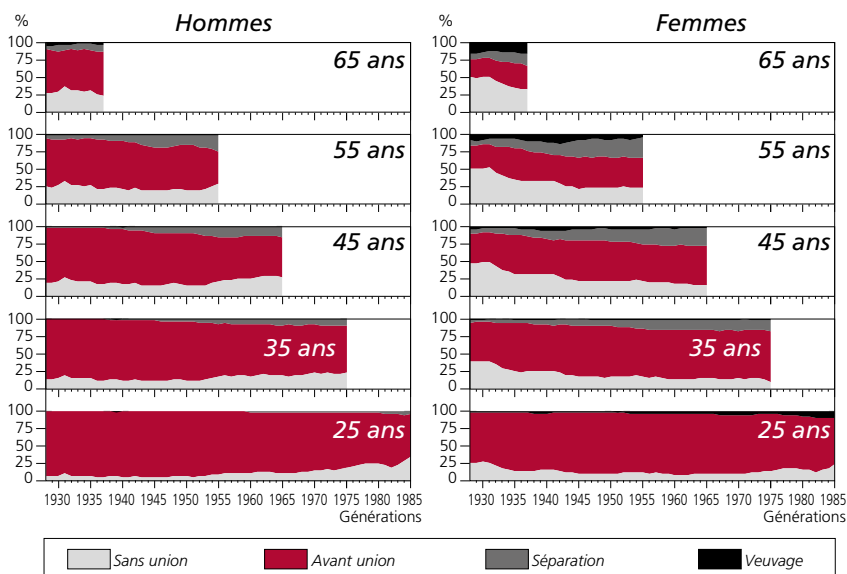
L'impact des séparations sur l'évolution de la DVHCC est atténué par l'effet conjugué de quatre facteurs.

Premièrement, les remises en couple sont devenues plus fréquentes et précoces. Parmi les plus anciennes générations, seuls 12,8 % des hommes d'une génération ont connu plus d'une union cohabitante avant leur 65^e anniversaire, alors qu'une proportion identique s'observe dès l'âge de 35 ans à partir des générations 1960. Quant aux femmes nées en 1984, c'est même dès l'âge de 25 ans que la part de celles ayant connu au moins deux unions atteint le niveau observé à 65 ans pour les plus anciennes générations (10,1 %).

Deuxièmement, une baisse durable du célibat prolongé⁽¹⁹⁾ des femmes explique principalement la baisse de la DVHCC des générations 1931 à 1943, dont la part qui y est liée passe de plus de 50 % à près de 30 %. Alors que les femmes nées entre 1928 et 1931 sont entre 16,3 % et 18,8 % à n'avoir jamais connu d'union à 55 ans, elles ne représentent plus qu'entre 6,6 % et 8,8 % de celles nées entre 1939 et 1944 (figure 4).

Troisièmement, on observe une diminution de l'ampleur du veuvage, qui affecte principalement les femmes. Supérieure à 20 % pour les femmes de

Figure 4. Décomposition de la durée de vie hors couple cohabitant à différents âges atteints selon la génération et le sexe



Lecture : À 45 ans, 56 % de la durée moyenne de vie hors couple cohabitant des hommes nés en 1965 s'explique par la durée hors union vécue avant une 1^{re} union cohabitante, 15 % par une période de séparation qui suit une union cohabitante, et 15 % une durée de vie hors couple de personnes n'ayant jamais vécu en couple.

Champ : Ensemble des répondants nés entre 1926 et 1988

Sources : Érfi (Ined-Insee, 2005) et Épic (Ined-Insee, 2013-2014), calculs des auteurs.

(19) Ici entendu comme le fait de n'avoir jamais connu d'union cohabitante d'au moins 3 mois au-delà de 55 ans.

65 ans nées avant 1930, cette proportion n'est plus que de 15 % pour celles nées en 1938.

Quatrièmement enfin, on relève une baisse temporaire de la DVHCC qui précède une première union. Composante majoritaire de la DVHCC totale des hommes à tout âge, elle explique ainsi presque à elle seule la baisse qui concerne ceux nés entre 1928 et 1949, et la progression de la DVHCC des jeunes hommes qui suit. Pour les femmes, la part de la DVHCC qui précède toute union augmente parallèlement à la baisse du célibat définitif, dont le poids atteint à 55 ans un niveau semblable à celui observé pour les hommes au sein des générations les plus récentes.

3. L'effet des caractéristiques individuelles sur la durée de vie hors couple cohabitant

En contrôlant les différentes caractéristiques du modèle, la DVHCC progresse avec l'âge (tableau 1). En moyenne, pour chaque nouvelle année vécue après 18 ans, elle augmente de 0,28 an pour les hommes et 0,27 an pour les femmes.

Concernant l'association entre l'année de naissance et la DVHCC, on observe une progression limitée pour les hommes entre les générations 1938-1947 et 1948-1957, avant une hausse plus marquée jusqu'aux générations 1968-1977. Pour les femmes, on relève une baisse marquée entre les générations 1928-1937 et celles du baby-boom, avant une remontée moins prononcée que chez les hommes.

Plus le niveau de diplôme est élevé et plus la DVHCC des femmes l'est également. Pour les hommes, la relation est moins linéaire. Si les diplômés d'un Bac + 2 ou plus ont une durée de vie hors couple de 0,4 an plus élevée que les hommes les moins diplômés, un diplôme professionnalisant (CAP ou BEP) réduit de plus d'une demi-année la DVHCC par rapport aux moins diplômés.

Pour les hommes, être issu d'un ménage parental de CS agricultrice entraîne une DVHCC plus importante. Pour les femmes, un ménage parental dont la CS est parmi les plus élevées ne les distingue pas de la catégorie à dominante employée, alors qu'au contraire celles issues des autres CS ont une DVHCC plus faible.

La rupture de l'union parentale pendant l'enfance s'avère finalement sans effet sur la DVHCC des individus.

S'agissant enfin de la nationalité, être étrangère participe d'une DVHCC plus élevée.

Dans les modèles réalisés pour chaque groupe de génération, âge atteint et sexe, on observe peu d'évolution significative du rôle des différentes caractéristiques individuelles au fil des âges ou des générations, probablement en raison de la faiblesse des effectifs. C'est particulièrement le cas chez les hommes pour lesquels aucune des variables retenues n'est significativement associée à

Tableau 1. Régression linéaire de la durée de vie cumulée hors couple cohabitant à chaque âge, pour les hommes et les femmes

	Hommes	Femmes
Constante	-0,46 *	-1,39 ***
Âge atteint (variable de temps)	0,28 ***	0,27 ***
Groupe de générations [Réf. : 1948-1957]		
1928-1937	-0,44 °	1,20 ***
1938-1947	-0,53 *	0,03
1958-1967	1,10 ***	0,30 °
1968-1977	1,20 ***	0,50 ***
1978-1987	0,13	-0,16
Diplôme le plus élevé [Réf. : Aucun, CEP, Bepc]		
CAP/BEP	-0,55 ***	0,37 *
Baccalauréat	-0,08	1,20 ***
Bac+2 ou plus	0,40 *	1,80 ***
CS du ménage parental [Réf. : Employée]		
Cadre	0,47	0,10
Intermédiaire	0,37 °	-0,05
Artisane	-0,02	-0,34
Agricultrice	0,87 ***	-0,79 **
Ouvrière	-0,04	-0,42 °
Autre	0,14	-0,57 **
Ne sait pas	0,14	-0,68 °
A vécu avec ses deux parents durant l'enfance [Réf. : Oui]		
Non	-0,01	0,24
Nationalité [Réf. : Française]		
Étrangère	0,26	1,20 **
Effectifs	7 720	10 108
Personnes-années	242 493	311 905
Lecture : Un coefficient positif (négatif), statistiquement significatif, indique que pour la modalité concernée, la durée de vie hors couple cohabitant est plus élevée (faible) que pour la modalité de référence. Significativité : *** $p < 0,1 \%$; ** $p < 1 \%$; * $p < 5 \%$; ° $p < 10 \%$. Champ : Ensemble des répondants nés entre 1926 et 1988. Sources : Érfi (Ined-Insee, 2005) et Épic (Ined-Insee, 2013-2014), calculs des auteur-es.		

la DVHCC (tableau annexe A1). Pour les femmes, quelques faits saillants ressortent néanmoins (tableau 2) : détenir un diplôme au moins équivalent à un niveau Bac + 2 accroît significativement la DVHCC, en particulier lorsqu'elles sont âgées. Mais si cet effet perdure d'une génération à l'autre, il s'estompe peu à peu, et c'est pour les femmes nées entre 1948 et 1957 que le diplôme s'avère le plus discriminant. Pour ces dernières, avoir le baccalauréat est significativement associé à la DVHCC. Aussi, comme observé pour l'ensemble des individus, plus le diplôme est élevé plus la DVHCC l'est aussi. La CS du ménage parental est également corrélée à la DVHCC : pour les générations de femmes 1928-1937, être issue d'un ménage à dominante cadre réduit la DVHCC alors que cela devient l'opposé pour les femmes nées entre 1938 et 1947, avant de ne plus être significatif.

Tableau 2. Régressions linéaires de la durée de vie hors couple cohabitant des femmes selon la génération et l'âge atteint

	1928-1937					1938-1947			
	25 ans	35 ans	45 ans	55 ans	65 ans	25 ans	35 ans	45 ans	55 ans
Constante	7,0***	9,5 ***	11,5 ***	13,9***	16,7***	7,0 ***	9,1 ***	11,3 ***	14,0 ***
Diplôme le plus élevé [Réf. : Aucun, CEP, Bepc]									
CAP/BEP	0,8**	0,9	1,1	1,1	1,4	0,6 **	1,3 **	1,3 *	1,0
Baccalauréat	1,3	4,7	8,5	12,0	16,0	0,7	1,5	1,3	0,5
Bac+2 ou plus	1,1***	2,6 ***	3,7 **	4,9**	6,0**	1,4 ***	2,2 ***	2,5 ***	2,9 **
CS du ménage parental [Réf. : Employée]									
Cadre	-2,0	-5,3 **	-8,4 ***	-12,0***	-15,0***	1,9 ***	4,2 ***	3,2 *	2,1
Intermédiaireire	0,2	0,3	0,0	-0,7	-0,8	0,1	-1,0	-1,9	-2,3
Artisane	0,6	0,6	0,6	0,4	0,6	-0,8 **	-1,8 *	-2,7 *	-3,6 *
Agricultrice	0,7	0,8	0,9	0,8	1,1	-0,2	-1,3	-2,4 *	-3,1 *
Ouvrière	-0,4	-1,0	-1,6	-2,0	-1,4	-0,2	-0,3	0,0	0,1
Autre	0,2	-0,3	-0,8	-1,2	-1,1	-0,9 **	-1,9 **	-2,4 *	-2,8 *
Ne sait pas	0,6	-0,2	-1,0	-1,8	-1,6	-0,8	-1,9 *	-2,6	-3,2
A vécu avec ses deux parents durant l'enfance [Réf. : Oui]									
Non	-0,4	-0,4	0,1	1,1	1,7	0,3	0,4	0,4	0,5
Nationalité [Réf. : Française]									
Étrangère	0,5	0,8	0,2	-1,0	-2,4	1,0	3,7	5,6	6,9
Effectifs	n = 687					n = 803			

	1948-1957				1958-1967			1968-1977		1978-1987
	25 ans	35 ans	45 ans	55 ans	25 ans	35 ans	45 ans	25 ans	35 ans	25 ans
Constante	6,5***	8,7 ***	11,2 ***	14,5 ***	6,5***	9,0***	11,4***	7,3***	9,9 ***	6,7***
Diplôme le plus élevé [Réf. : Aucun, CEP, Bepc]										
CAP/BEP	0,4	0,5	0,5	0,2	0,1	-0,2	-0,4	-0,3	-1,3 *	0,3
Baccalauréat	1,1***	1,5 **	1,3	1,1	0,7*	0,7	0,6	0,4	-0,6	1,0**
Bac+2 ou plus	2,1***	3,1 ***	3,6***	4,0***	1,6***	1,9***	1,7	1,1***	0,7	1,2***
CS du ménage parental [Réf. : Employée]										
Cadre	-0,1	0,0	-0,5	-1,5	0,0	0,9	1,4	0,2	1,1	0,2
Intermédiaireire	-0,1	-0,4	-0,8	-1,7	0,2	0,9	1,4	-0,2	0,3	0,1
Artisane	-0,2	-0,7	-1,7	-2,8	-0,1	-0,2	-0,3	-0,1	0,7	0,2
Agricultrice	-0,5	-1,6 *	-3,0 **	-4,8 **	0,2	-0,2	-0,5	-0,1	0,0	-0,4
Ouvrière	-0,4	-0,8	-1,0	-1,6	0,0	0,0	-0,2	-0,6*	-0,4	-0,2
Autre	-0,4	-0,7	-1,5	-2,5	-0,4	-0,8	-1,3	0,0	1,1	-0,3
Ne sait pas	-0,1	-0,4	-0,4	-0,6	-0,7	-1,0	-1,6	-0,1	1,1	0,0
A vécu avec ses deux parents durant l'enfance [Réf. : Oui]										
Non	-0,3	-0,4	0,2	0,5	0,4	0,6	1,6	-0,4	-0,3	0,1
Nationalité [Réf. : Française]										
Étrangère	-0,1	0,6	1,3	1,9	0,6	1,5	1,6	0,6	2,4 *	0,6
Effectifs	n = 1 249				n = 1 167			n = 1 107		n = 919

Lecture : Un coefficient positif (négatif), statistiquement significatif, indique que pour la modalité concernée, la durée de vie hors couple cohabitant est plus élevée (faible) que pour la modalité de référence.

Significativité : *** p < 0,1 % ; ** p < 1 % ; * p < 5 %.

Champ : Ensemble des répondantes nées entre 1926 et 1988.

Sources : Érfi, (Ined-Insee, 2005) et Épic (Ined-Insee, 2013), calculs des auteur-es.

IV. Discussion et conclusion

Les résultats montrent que la durée de vie hors couple cohabitant avant 65 ans n'a pas tant augmenté que pourrait le laisser supposer la multiplication des situations de monoparentalité, de recomposition familiale, ou de vie solitaire du moment (Arbouville et Bonvalet, 2003 ; Daguet et Niel, 2010). En effet, quel que soit l'âge (jusqu'à 65 ans) auquel la durée de vie hors couple cohabitant est calculée, la tendance est toujours la même : elle diminue jusqu'aux premières générations du baby-boom, puis augmente légèrement ensuite.

Au-delà de 65 ans, on sait, d'après les travaux de Pennec et Gaymu (2011), que la vie hors couple cohabitant des personnes âgées, en progression jusqu'alors, se stabilise entre les générations 1930 et 1950. Ces résultats, couplés à ceux de nos propres exploitations qui se focalisent sur la durée de vie hors couple avant 65 ans, laissent supposer que, de la génération 1930 aux premiers baby-boomers, la durée totale hors couple cohabitant et la part de ce temps vécu hors couple à l'échelle de l'ensemble de la vie vont diminuer.

On constate que les générations charnières sont celles nées sur la période 1945-1955, les suivantes voyant leur durée de vie hors couple cohabitant avant 65 ans entamer une remontée progressive. Il semble donc y avoir eu ce que l'on pourrait qualifier d'« âge d'or » de la conjugalité – du moins pour le temps passé en couple – pour les premières générations de baby-boomers pour lesquelles le veuvage précoce et le célibat définitif avaient déjà atteint des niveaux particulièrement bas, l'âge à la première union était plus précoce, et les ruptures d'union encore peu répandues. Le destin de ces générations ne saurait donc faire figure de norme, mais bien d'exception. Les mécanismes qui auparavant contribuaient fortement à la diminution de la vie hors couple sont pour les générations suivantes compensés par une progression de ceux ayant tendance à l'alimenter : l'âge à la première union repart à la hausse et les séparations se multiplient. Cette nouvelle augmentation est toutefois relativement lente, en raison des remises en union progressivement plus fréquentes et plus rapides. Elle est par ailleurs encore atténuée en intégrant dans l'analyse l'émergence de formes de conjugalité alternatives à la vie sous le même toit (Régnier-Loilier *et al.*, 2009), comme l'illustre la hausse croissante de la vie en couple non cohabitant à partir des générations nées au milieu des années 1960 (figure annexe A2).

Dès lors, la complexification des trajectoires conjugales apparaît comme le signe d'une transformation des normes de conjugalité plus que de leur rejet. Cela confirme les conclusions d'une étude qualitative récemment menée ayant mis en évidence que « la diversification récente des parcours conjugaux a banalisé la vie hors couple dans les faits bien plus que dans les représentations » (Bergström *et al.*, 2019, p. 124). Le fait que le temps de vie hors couple des dernières générations du XX^e siècle soit assez proche de celui des générations des années 1930 indique que la société française reste centrée sur l'idéal du

couple. La norme conjugale, plus « diffuse » mais non moins « agissante » (Bergström *et al.*, 2019), aurait préservé son influence en adoptant simplement d'autres voies que la voie traditionnelle. Peut-être apparaît-elle même « renforcée », comme l'écrivent Vivier et Courtel (2018), car les injonctions pressantes et répétées à la conjugalité relevées dans leurs entretiens émanent souvent de générations qui, tout en questionnant les fondements du couple (Bonvalet *et al.*, 2011) et en expérimentant la séparation, auront été finalement amenées à vivre moins longtemps hors couple que leurs parents.

De l'ensemble des caractéristiques sociodémographiques considérées, c'est le sexe qui distingue le plus les individus à l'égard de leur durée de vie hors couple.

Le net recul du célibat prolongé et du veuvage précoce ont avant tout bénéficié aux femmes, ce qui a induit une baisse plus marquée de leur durée de vie hors couple pour les générations les plus anciennes. Ainsi, avant les générations du début des années 1930, les femmes avaient dès 45 ans une durée de vie hors couple cohabitant sensiblement plus élevée que celle des hommes. Ensuite, et jusqu'aux générations du baby-boom, cette durée se rapproche de celle des hommes à 55 ans et devient significativement plus faible jusqu'à 45 ans.

Pour les générations suivantes, les interactions entre les composantes de la vie hors couple sont plus complexes. À 25 ans, les femmes sont déjà plus souvent en couple cohabitant que les hommes, et le célibat prolongé jusqu'à 35 voire 45 ans se raréfie chez les femmes, alors qu'il progresse au fil des générations masculines. À l'inverse, après la première union corésidente, les périodes de vie solitaire sont plus fréquentes pour les femmes. Sachant que, quel que soit leur parcours conjugal antérieur, les femmes hors couple déclarent plus souvent que les hommes que leur célibat est un choix (Bergström *et al.*, 2019). Ces constats font écho à ce que Rosenfeld (2018), aux États-Unis, considère comme un des « paradoxes » genré du cycle de vie : les jeunes femmes semblent désirer plus fortement et précocement l'engagement au sein d'une union que les hommes, mais s'avèrent être plus tard moins satisfaites de leurs expériences conjugales. Étant donné la progression plus rapide chez les hommes de la durée de vie hors couple au fil des générations, il s'avère que la plus forte aspiration à la conjugalité des femmes avant 30 ans couplée à un recul plus important pour elles du veuvage précoce, ont jusqu'à présent plus que compensé leur retard à la remise en union.

La catégorie sociale du ménage parental et le niveau de diplôme des individus affectent également la durée de vie hors union corésidente : l'appartenance à un milieu social favorisé et un haut niveau de diplôme ont participé d'une durée de vie hors couple cohabitant plus élevée.

Quelques nuances doivent toutefois être apportées à ce constat général. Pour les hommes, l'entrée dans la vie de couple est généralement contrainte par l'existence d'une activité professionnelle dite « stable » (Galland, 1995), ce

qui, d'après nos résultats, impacte à la hausse non seulement la durée de vie hors couple des plus diplômés mais également celle des non-diplômés. On constate également que les hommes issus du milieu agricole se détachent du reste de la population. Même si le mouvement est en recul tout au long du XX^e siècle, les fils d'agriculteurs qui parviennent à avoir les diplômes techniques nécessaires s'engagent souvent eux aussi dans l'agriculture, tandis que les moins diplômés empruntent une voie différente, plus proche du milieu ouvrier (Giraud et Rémy, 2015). Ainsi, une part importante des enfants de milieu agricole font partie soit des agriculteurs – qu'on sait particulièrement confrontés au célibat (Giraud, 2013) – soit des moins diplômés, eux aussi plus fréquemment célibataires.

Concernant les femmes, d'après les travaux de Bouchet-Valat (2018), les différences en termes de taux de célibat au sein de la population selon le niveau de diplôme s'atténuent à partir des années 1980 en raison d'une progression du phénomène chez les moins diplômées. Les modélisations stratifiées selon les générations confirment ce mouvement (tableau 2), qui semble avoir débuté à partir des générations des années 1940. Les femmes pas ou peu diplômées pourraient être plus nombreuses qu'auparavant à arbitrer en faveur de l'autonomie ou de la « liberté retrouvée » plutôt qu'en faveur d'une amélioration de leur bien-être financier (Bergström *et al.*, 2019).

Les modélisations stratifiées selon les générations amènent également à mieux comprendre les évolutions du lien entre origine sociale et durée de vie hors couple. Être issu d'un ménage parental à dominante cadre minorait la durée de vie hors couple des femmes des générations 1928-1937, avant de la majorer pour les générations de la décennie suivante. Par la suite, l'effet perd sa significativité, ce qui concorde là encore avec les travaux de Bouchet-Valat (2018) qui observe une disparition récente du lien entre taux de célibat féminin dans la population et origine sociale.

On relève également que le phénomène de « transmission intergénérationnelle de la séparation », visible tant pour les premières (Marteau, 2019) que les deuxièmes unions cohabitantes (Costemalle, 2019), ne se matérialise pas par une durée de vie hors couple cohabitant plus importante. La durée de vie hors couple induite par la séparation pourrait ne faire que compenser la cohabitation plus précoce des enfants dont les parents se sont séparés (Traag *et al.*, 2000).

Enfin, être né à l'étranger participe d'une vie hors couple plus élevée pour les femmes. Comme cela a tendance à limiter le risque de séparation (Beaujouan, 2016), il faut peut-être en trouver les causes principales dans un retard à la première union (Hamel *et al.*, 2010).

Cette recherche présente des limites inhérentes à la nature des bases de données mobilisées. Tout d'abord, la durée de vie hors couple étant calculée par le biais d'une observation rétrospective, les propriétés afférentes à ce type d'observation s'y appliquent. Certaines déclarations d'unions peuvent souffrir d'erreurs de mémoire ou d'omissions dont l'ampleur peut varier selon le sexe

(Beaujouan, 2011). Il est également probable qu'un effet de sélection entache les résultats d'un biais par rapport à ce qui aurait pu être calculé dans le cadre d'une observation suivie, notamment en matière de veuvage (Robert-Bobée et Monteil, 2006). Enfin, les trajectoires conjugales en cours sont évidemment tronquées à la date de l'enquête.

Ce travail exploratoire appelle également plusieurs prolongements.

Tout d'abord, le choix de le centrer sur le couple cohabitant a non seulement conféré une profondeur générationnelle à l'analyse, mais permettrait également de comparer la situation française à celle d'autres pays, puisque ce référentiel est encore le plus utilisé dans les enquêtes internationales pour reconstituer les parcours conjugaux⁽²⁰⁾. À l'inverse, l'harmonisation des questionnaires portant sur les couples non cohabitants est encore en cours (Giraud, 2023).

Toutefois, pour le cas français, l'enquête Épic offrirait l'opportunité, à partir de la génération 1948, d'analyser plus en détail la durée de vie hors unions « importantes », c'est-à-dire en l'absence de toute union – corésidente ou pas – qui compte ou a compté pour l'individu. Si elle connaît sensiblement la même évolution au fil des générations que la durée de vie hors couple cohabitant (figures annexes A1 et A2), sa décomposition conduirait vraisemblablement à l'identification de trajectoires conjugales plus complexes. En effet, la mise en couple non cohabitant n'a pas la même signification selon la position au sein du cycle de vie : dans la jeunesse, cela peut être une période de « précohabitation » (Régnier-Loilier, 2016, 2019) qui conduirait à un âge à la première union en réalité plus faible que celui que nous avons observé ; toutefois l'importance du célibat prolongé mis en évidence dans ce travail pourrait masquer une succession de relations non cohabitantes plus ou moins durables avant 30 ans. Après les séparations, la vie en couple « chacun chez soi » peut être moins temporaire et des différences générationnelles et selon le sexe peuvent exister.

Enfin, il conviendrait d'intégrer le parcours de fécondité dans l'analyse. Le calendrier de la fécondité n'est pas indépendant des processus de séparation et de remise en union cohabitante (Beaujouan, 2016 ; Costemalle, 2019 ; Régnier-Loilier, 2019), et son incidence n'est certainement pas la même sur la durée de vie hors couple des femmes et des hommes. Cela pourrait expliquer en partie la plus forte hétérogénéité de l'évolution de la vie hors couple féminine.

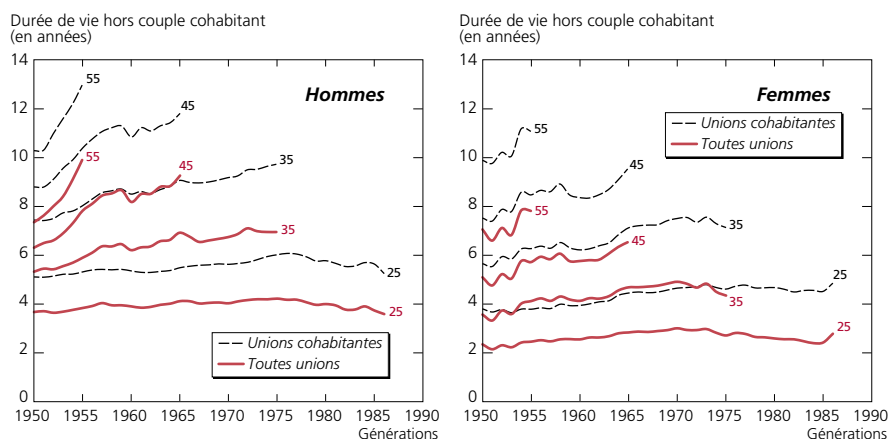
Remerciements : Ce travail a bénéficié d'une aide de l'État gérée par l'Agence nationale de la recherche au titre de France 2030 portant la référence « ANR-17-EURE-0011 ». Les auteurs remercient par ailleurs Marie Bergström et Claire Kersuzan pour leurs conseils et relectures d'une précédente version de cet article, ainsi que les relecteurs et relectrices anonymes de *Population*.

(20) On pense notamment à la base de données Harmonized Histories du Max Planck Institute for Demographic Research portant sur 21 pays d'Europe et d'Amérique du Nord (Perelli-Harris et al., 2015).



ANNEXES

Figure A1. Durée moyenne de vie hors couple pour l'ensemble des unions et pour les unions cohabitantes au fil des générations, le sexe et l'âge atteint



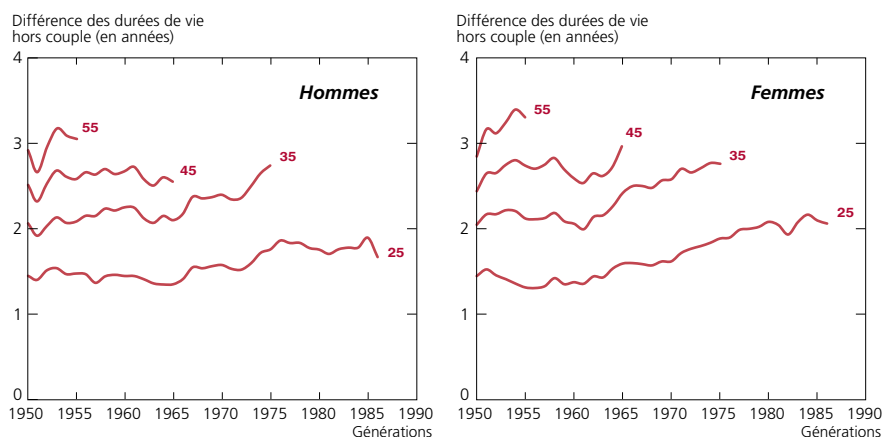
Lecture : Les hommes nés en 1955 ont, à 25 ans, vécu en moyenne 5,3 années hors couple cohabitant et 3,8 ans en dehors de toute union depuis leur 18^e anniversaire.

Note : moyennes mobiles de 5 ans

Champ : Ensemble des répondants nés entre 1948 et 1988.

Source : Épic (Ined-Insee, 2013-2014), calculs des auteur-es.

Figure A2. Durée moyenne de vie en couple non cohabitant au fil des générations, selon le sexe et l'âge atteint



Lecture : Les hommes nés en 1955 ont, à 25 ans, vécu en moyenne 1,5 an de plus hors d'une union cohabitante qu'en dehors de toutes unions.

Note : moyennes mobiles de 5 ans

Champ : Ensemble des répondants nés entre 1948 et 1988.

Source : Épic (Ined-Insee, 2013-2014), calculs des auteur-es.

Tableau A1. Régressions linéaires de la durée de vie hors couple cohabitant des hommes selon la génération et l'âge atteint

	1928-1937					1938-1947			
	25 ans	35 ans	45 ans	55 ans	65 ans	25 ans	35 ans	45 ans	55 ans
Constante	8,5 ***	11,1 ***	13,4 ***	15,4 ***	17,6 ***	8,4 ***	10,4 ***	11,6 ***	12,0 ***
Diplôme le plus élevé [Réf. : Aucun, CEP, Bepc]									
CAP/BEP	0,0	-0,8	-1,5 *	-2,1 *	-2,6 *	-0,4 *	-0,6	-0,6	-0,5
Baccalauréat	0,5	0,6	0,7	0,7	1,2	0,5	0,2	0,8	1,3
Bac+2 ou plus	0,4	0,3	-0,2	-0,8	-1,1	0,7 ***	0,4	0,7	1,2 **
CS du ménage parental [Réf. : Employée]									
Cadre	0,3	-0,2	-2,0	-3,5	-5,2	0,6	1,2	1,5	2,3
Intermédiaire	0,8 *	0,8	-0,1	-0,8	-1,5	0,3	1,9	1,8	1,8
Artisane	0,6	0,0	-1,1	-1,5	-2,1	-0,4	-1,0	-1,7	-1,4 *
Agricultrice	0,8 *	1,3	0,7	0,5	0,5	0,3	1,0	1,7	3,0 *
Ouvrière	-0,1	-0,9	-2,2	-3,0	-3,7	-0,5	0,3	1,2	2,9
Autre	0,3	0,0	-1,0	-1,6	-2,1	-0,2	-0,3	-0,2	0,6 *
Ne sait pas	0,1	-1,0	-2,4	-3,4	-3,9	0,1	1,2	1,4	1,7
A vécu avec ses deux parents durant l'enfance [Réf. : Oui]									
Non	0,2	-0,2	-0,6	-0,9	-1,2	-0,3	-0,7	-0,9	-0,9
Nationalité [Réf. : Française]									
Étrangère	-0,6	-1,2	-0,7	-0,5	-0,5	0,1	1,5	1,0	0,4
Effectifs	n = 549					n = 688			

	1948-1957				1958-1967			1968-1977		1978-1987
	25 ans	35 ans	45 ans	55 ans	25 ans	35 ans	45 ans	25 ans	35 ans	25 ans
Constante	8,1 ***	10,6 ***	12,6 ***	14,9 ***	8,1 ***	11,8 ***	15,1 ***	8,7 ***	12,4 ***	8,2 ***
Diplôme le plus élevé [Réf. : Aucun, CEP, Bepc]										
CAP/BEP	-0,1	-0,9	-1,5 *	-2,0 *	-0,1	-0,5	-1,2	-0,1	-0,5	0,0
Baccalauréat	-0,2	-1,2 *	-2,1 **	-3,0 **	0,5 *	1,0	0,7	0,3	-0,1	0,1
Bac+2 ou plus	0,6 **	1,0	1,1	0,8	0,6 **	0,5	-0,5	0,5	-0,3	0,9 **
CS du ménage parental [Réf. : Employée]										
Cadre	0,6	1,4	3,0	2,9	-0,1	-1,3	-2,7 *	0,0	0,9	0,1
Intermédiaire	0,1	0,2	0,1	-0,4	0,7 **	0,2	-0,4	0,0	0,7	0,0
Artisane	0,3	0,6	1,1	1,4	0,0	-0,6	-0,9	-0,1	0,1	-0,2
Agricultrice	0,5	0,8	1,0	0,9	0,3	0,3	0,0	0,1	1,0	-0,1
Ouvrière	-0,5	-0,5	-0,4	-0,4	-0,1	-0,7	-0,7	-0,2	-0,4	0,2
Autre	0,1	0,3	0,6	1,0	0,3	0,7	0,9	0,0	0,2	-0,3
Ne sait pas	0,0	0,1	-0,2	-0,4	0,2	0,0	-0,3	-0,3	0,9	0,3
A vécu avec ses deux parents durant l'enfance [Réf. : Oui]										
Non	0,1	0,3	0,9	1,5	-0,3	-0,5	0,0	-0,5	-0,6	-0,2
Nationalité [Réf. : Française]										
Étranger	-0,9	-1,4	-2,3	-3,5	-0,1	-0,2	-1,1	0,5 *	1,6	0,5 *
Effectifs	n = 919				n = 934			n = 829		n = 696
Lecture : Un coefficient positif (négatif), statistiquement significatif, indique que pour la modalité concernée, la durée de vie hors couple cohabitant est plus élevée (faible) que pour la modalité de référence.										
Significativité : *** p <0,1 % ; ** p < 1 % ; * p < 5 %.										
Champ : Ensemble des répondants nés entre 1926 et 1988.										
Sources : Érfi, (Ined-Insee, 2005) et Épic (Ined-Insee, 2013), calculs des auteur-es.										

RÉFÉRENCES

- ALGAVA E., BLOCH K., ROBERT-BOBEE I. 2021. Les familles en 2020 : 25 % de familles monoparentales, 21 % de familles nombreuses. *Insee Focus*, 249. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5422681#>
- AMOSSE T., CAYOUILLE-REMBLIÈRE J. 2022. Une nouvelle nomenclature, la PCS Ménage. *Économie et statistique*, 532-533, 139-153. <https://10.24187/ecostat.2022.532.2074>
- ARBOUVILLE D., BONVALET C. 2003. Évolutions démographiques et familiales en France, *Recherches et Prévisions*, 72, 74-78. <https://10.3406/caf.2003.1993>
- BERGSTRÖM M. 2018. Introduction. In Attané I., Bergström M., Ouadah-Bedidi Z., Thiébaud M. (dir.). *En marge du couple. Genre et normes conjugales : retranscription de la journée scientifique de l'unité Démographie, genre et sociétés de l'Ined*, Document de travail, n° 243, Ined, 6-8. <http://hdl.handle.net/20.500.12204/AWY6EBWAdQi8TdNCmyQ2>
- BERGSTRÖM M., COURTEL F., VIVIER G. 2019. La vie hors-couple, une vie hors-norme ? Expériences du célibat dans la France contemporaine. *Population*, 74(1-2), 103-130. <https://doi.org/10.3917/popu.1901.0103>
- BEAUJOUAN E. 2011. La fécondité des deuxièmes unions en France : âge des conjoints et autres facteurs. *Population*, 66(2), 275-311. <https://doi.org/10.3917/popu.1102.0275>
- BEAUJOUAN E. 2012. Repartnering in France: The role of gender, age and past fertility. *Advances in Life Course Research*, 17(2), 69-80. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2012.03.001>
- BEAUJOUAN E. 2016. Second unions now more stable than first? A comparison of separation risks by union order in France. *European Journal of Population*, 32(2), 293-321. <https://doi.org/10.1007/s10680-016-9376-2>
- BELLANI D., ESPING-ANDERSEN G., NEDOLUZHKO L. 2017. Never partnered: A multilevel analysis of lifelong singlehood. *Demographic Research*, 37(4), 53-100. <https://10.4054/DemRes.2017.37.4>
- BIDART C. 2001. Faire couple. *Agora Débats/jeunesses*, 23(1), 11-18. <https://10.3406/agora.2001.1814>
- BONVALET C., CLEMENT C., OGG J. 2011. *Réinventer la famille : l'histoire des baby-boomers*. PUF, <https://doi.org/10.3917/puf.oggj.2011.01>
- BOUCHET-VALAT M. 2015. Plus diplômées, moins célibataires. L'inversion de l'hypergamie féminine au fil des cohortes en France. *Population*, 70(4), 705-730. <https://doi.org/10.3917/popu.1504.0705>
- BOUCHET-VALAT M. 2018. Hypergamie et célibat selon le statut social en France depuis 1969. Une convergence entre femmes et hommes ? *Revue de l'OFCE*, n° 160, 5-45. <https://doi.org/10.3917/reof.160.0005>
- BOUHIA R. 2008. Mourir avant 60 ans, le destin de 12 % des hommes et 5 % des femmes d'une génération de salariés du privé. *France, portrait social, Edition 2008*, Insee, 175-193, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1372953/FPORSOC08o.PDF>

- BOZON M. 1994. Voler de ses propres ailes. Comment l'on part de chez ses parents dans les années 1980. In AIDELF (dir.) *Ménages, familles, parentèles et solidarités dans les populations méditerranéennes*, Actes du colloque de Aranjuez, 1994, pp. 475-493. <https://www.erudit.org/en/books/actes-des-colloques-de-lassociation-internationale-des-demographes-de-langue-francaise/menages-familles-parenteles-solidarites-dans-les-populations-mediterranneennes/001058co/>
- COSTEMALLE V. 2015. Parcours conjugaux et familiaux des hommes et des femmes selon les générations et les milieux sociaux. *Couples et familles*, Edition 2015, Insee, 63-76. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2017528/COUFAM15.pdf>
- COSTEMALLE V. 2019. Vivre en couple pour la deuxième fois. *Population*, 74(1-2), 155-172. <https://doi.org/10.3917/popu.1901.0155>
- DAGUET F., NIEL X. 2010. Vivre en couple. La proportion de jeunes en couple se stabilise. *Insee première*, 1281. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281080>
- DELAUNAY-BERDAÏ I. 2004. Le veuvage précoce en France : les raisons d'un oubli, *Revue des politiques sociales et familiales*, 76, 107-112. <https://10.3406/caf.2004.2793>
- DELAUNAY-BERDAÏ I. 2005. Le veuvage précoce en France. In Lefèvre C. et Filhon A. (dir.), *Histoires de familles, histoires familiales*, Ined, Cahier n° 156, p. 387-406. <https://doi.org/10.4000/books.ined.6107>
- DELBÈS C., GAYMU J. 2005. L'histoire conjugale des 50 ans et plus. in Lefèvre C. et Filhon A. (dir.), *Histoires de familles, histoires familiales*, Ined, Cahier n° 156, p. 339-356. <https://doi.org/10.4000/books.ined.6067>
- GALLAND O. 1995. Une entrée de plus en plus tardive dans la vie adulte. *Économie et statistique*, 283-284, 33-52. <https://10.3406/estat.1995.5961>
- GAYMU J., DELBÈS C., SPRINGER S., BINET A., DESESQUELLES A. *et al.* 2006. Determinants of the living arrangements of older people in Europe. *European Journal of Population*, 22(3), 241-262. <https://doi.org/10.1007/s10680-006-9004-7>
- GIRAUD C. 2013. Là où le célibat blesse. L'estimation du célibat en milieu agricole. *Revue d'études en agriculture et environnement*, 94(4), 367-396. <https://10.4074/S196696071301401x>
- GIRAUD C. 2023. Les relations LAT ou living apart together : 40 ans de recherches sociodémographiques. *Population*, 78(1), 51-86. <https://doi.org/10.3917/popu.2301.0051>
- GIRAUD C., REMY J. 2015. Être ou ne pas être agriculteur. Capital scolaire et devenir socioprofessionnel des fils d'agriculteurs. In Giraud C., Rémy J. (dir.), *L'agriculture en famille : travailler, réinventer, transmettre*, EDP Sciences, p. 305-326. <https://doi.org/10.1051/978-2-7598-1765-8.c017>
- HAMEL C., LHOMMEAU B., PAILHE A., SANTELLI E. 2010. La formation du couple entre ici et là-bas. In Beauchemin C., Hamel C., Simon P., *Trajectoires et Origines : enquête sur la diversité des populations en France*, Document de travail n° 168, Ined, pp. 85-94. https://www.ined.fr/fichier/s_rubrique/19558/dt168_teo.fr.pdf
- HEUVELINE P., TIMBERLAKE J. M. 2004. The role of cohabitation in family formation: The United States in comparative perspective. *Journal of Marriage and Family*, 66(5), 1214-1230. <https://doi.org/10.1111/j.0022-2445.2004.00088.x>
- INSEE. 2015. Être en couple, cohabitant ou non. Fiche thématique 2.2. *Insee références*, édition 2015, 90-91. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2017514/COUFAM15g_FTL02_Couples.pdf
- KLINENBERG E. 2012. *Going solo: The extraordinary rise and surprising appeal of living alone*. The Penguin Press.
- LEFRANC C. 1995. Le mariage en déclin, la vie en couple aussi. *Insee première*, 392. <https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bc6p06zqbhw#>

- LE PAPE M.-C., LHOMMEAU B., RAYNAUD E. 2015. Les familles monoparentales en Europe : de nouvelles façons de faire famille pour de nouvelles normes. *Insee références*, édition 2015, 27-40. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2017504/COUFAM15b_D1_Familles-monoparentales.pdf
- MARTEAU B. 2019. La séparation chez les couples corésidents de même sexe et de sexe différent. *Population*, 74(4), 521-549. <https://doi.org/10.3917/popu.1904.0521>
- MAZUY M., PRIOUX F., BARBIERI M. 2011. L'évolution démographique récente en France. Quelques différences entre les départements d'outre-mer et la France métropolitaine. *Population*, 66(3-4), 503-554. <https://doi.org/10.3917/popu.1103.0503>
- MIGNOT J.-F. 2009. *Formation et dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle : une évaluation empirique du pouvoir explicatif de la théorie du choix rationnel*. Thèse de doctorat en sociologie, Institut d'études politiques de Paris.
- MUNNELL A., SANZENBACHER G., KING S. 2017. Do women still spend most of their lives married? *Briefs of the Center for Retirement Research*, 17-14. https://crr.bc.edu/wp-content/uploads/2017/08/IB_17-14.pdf
- PENNEC S., GAYMU J. 2011. La durée de l'isolement conjugal et de la vie en couple chez les personnes âgées en France : quelles évolutions entre hommes et femmes au fil des générations ? *Cahiers québécois de démographie*, 40(2), 175-208. <https://doi.org/10.7202/1011539ar>
- PERELLI-HARRIS B., KREYENFELD M., KUBISCH K. 2015. Harmonized Histories: Manual for the preparation of comparative fertility and union histories, Document de travail n° 2010-011, Version 11 (mars 2015), Rostock, Max Planck Institute for Demographic Research. <https://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2010-011.pdf>
- PRIOUX F. 2003. L'âge à la première union en France : une évolution en deux temps. *Population*, 58(4-5), 623-644. <https://doi.org/10.2307/3271310>
- PRIOUX F. 2005. Mariage, vie en couple et rupture d'union. *Informations sociales*, 122(2), 38-50. <https://doi.org/10.3917/inso.122.0038>
- RAULT W., RÉGNIER-LOILIER A. 2019. Étudier les parcours individuels et conjugaux en France. Enjeux scientifiques et choix méthodologiques de l'enquête Épic. *Population*, 74(1), 11-40. <https://doi.org/10.3917/popu.1901.0011>
- REGNIER-LOILIER A. 2007. Conditions de passation et biais occasionnés par la présence d'un tiers sur les réponses obtenues à l'enquête Érfi. *Économie et statistique*, 407(1), 27-49. <https://doi.org/10.3406/estat.2007.7071>
- REGNIER-LOILIER A. 2009. L'Étude des relations familiales et intergénérationnelles. Du projet international à l'enquête française. In Régnier-Loilier A. (dir.), *Portrait de familles : l'enquête Etude des relations familiales et intergénérationnelles*, Ined, 31-56. https://www.ined.fr/fichier/s_rubrique/19752/ge.2.chap.1.fr.pdf
- REGNIER-LOILIER A. 2016. Partnership trajectories of people in stable non-cohabiting relationships in France. *Demographic Research*, 35(40), 1169-1212. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2016.35.40>
- REGNIER-LOILIER A. 2019. Nouvelle vie de couple, nouvelle vie commune ? Processus de remise en couple après une séparation. *Population*, 74(1-2), 73-102. <https://doi.org/10.3917/popu.1901.0073>
- REGNIER-LOILIER A., BEAUJOUAN E., VILLENEUVE-GOKALP C. 2009. Neither single, nor in a couple: A study of living apart together in France. *Demographic Research*, 21(4), 75-108. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2009.21.4>
- ROBERT-BOBEE I., MONTEIL C. 2006. Différentiels sociaux et familiaux de mortalité aux âges actifs : quelles différences entre les femmes et les hommes ? *Économie et statistiques*, 398-399, 11-31. <https://doi.org/10.3406/estat.2006.7115>

- ROBERT-BOBEE I., MAZUY M. 2005. Calendriers de constitution des familles et âge de fin des études. In Lefèvre C. et Filhon A. (dir.), *Histoires de familles, histoires familiales*, Cahier n° 156, Ined, p. 175-200. <https://10.4000/books.ined.5987>
- ROSENFELD M. J. 2018. Who wants the breakup? Gender and breakup in heterosexual couples. In Alwin D.F, Felmlee D., Kreager D., *Social Networks and the Life Course: Integrating the Development of Human Lives and Social Relational Networks*, Springer, p. 221-243, https://web.stanford.edu/~mrosenfe/Rosenfeld_gender_of_breakup.pdf
- SAMUEL O. 2008. Les démographes et le temps. *Temporalités*, 8, 1-15. <https://doi.org/10.4000/temporalites.113>
- SANDSTROM G., KARLSSO L. 2019. The educational gradient of living alone: A comparison among the working-age population in Europe. *Demographic Research*, 40(55), 1645-1670. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2019.40.55>
- SARDON J.-P. 1996. L'évolution du divorce en France. *Population*, 51(3), 717-749. <https://doi.org/10.2307/1534490>
- SCHWANITZ K., MULDER C. 2015. Living arrangements of young adults in Europe, *Comparative Populations Studies*, 40(4), 368-397. <https://doi.org/10.12765/CPoS-2015-14>
- STEINBACH A., KUHN A.-K., KNULL M. 2016. The prevalence of single-parent families and stepfamilies in Europe: Can the Hajnal line help us to describe regional patterns? *The History of the Family*, 21(4), 578-595. <https://doi.org/10.1080/1081602X.2016.1224730>
- SOLAZ A. 2021. La hausse des ruptures et des remises en couple chez les cinquante ans et plus. *Population et sociétés*, 586. <https://doi.org/10.3917/popsoc.586.0001>
- TOULEMON L. 2012. Évolution des situations familiales à travers les recensements français de 1962 à 2009. *Population*, 67(4), 657-681. <https://doi.org/10.3917/popsoc.586.0001>
- TRAAG T., DRONKERS J., VALLET L.-A. 2000. The intergenerational transmission of divorce risks in France. Présenté à la Conference of Research Committee 28 - Social Stratification of the International Sociological Association, Libourne, France, https://www.researchgate.net/publication/228542047_The_intergenerational_transmission_of_divorce_risks_in_France
- VAN DEN BERG L., VERBAKEL E., 2021, Trends in singlehood in young adulthood in Europe. *Advances in Life Course Research*, 51. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2021.100449>
- VIVIER G., COURTEL F. 2018. « Alors, tu nous le présentes quand ? ». Vivre célibataire, entre norme conjugale et expérience personnelle. In Attané I., Bergström M., Ouadah-Bedidi Z., Thibaud M. (dir.), *En marge du couple. Genre et normes conjugales : retranscription de la journée scientifique de l'unité Démographie, genre et sociétés de l'Ined*, Document de travail, n° 243, Ined, 24-28. <http://hdl.handle.net/20.500.12204/AWY6EBWAdQi8TdNCmyQ2>
- VOLHUER M. 2012. Le veuvage précoce : un bouleversement conjugal, familial et matériel. Drees, *Études et résultats*, 806. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-09/er806.pdf>

Abstract

Nicolas REBIÈRE, Nicolas CAUCHI-DUVAL, Lyem BRITAH, Zoé DELOEIL, Inès MUNOZ-BERTRAND, Axel REDONNET, Margaux TOCQUEVILLE • **TIME SPENT WITHOUT A COHABITING PARTNER: AN ANALYSIS ACROSS COHORTS IN FRANCE**

While the share of people under age 65 without a cohabiting partner has been increasing in France since the late 1960s, the duration of these periods of solo living over the life course has never been studied. We calculate the aggregate length of time spent without a cohabiting partner for the cohorts born between 1926 and 1988 using data from the ERFI (2005) and EPIC (2013–2014) surveys, and use linear regressions to identify the factors behind the observed trends. These durations have evolved differently by gender and have shortened for women, who have benefited more than men from the decline in prolonged singlehood and early widowhood. For many years, social origin and educational level structured the length of time spent single, but their effects are progressively weakening. The first baby-boom cohorts (1945–1955) are an exception, having experienced the shortest periods without a cohabiting partner. The increasingly complex partnership trajectories of more recent cohorts thus correspond more to a shift in conjugal norms than to their rejection.

Resumen

Nicolas REBIÈRE, Nicolas CAUCHI-DUVAL, Lyem BRITAH, Zoé DELOEIL, Inès MUNOZ-BERTRAND, Axel REDONNET, Margaux TOCQUEVILLE • **EL TIEMPO PASADO SIN VIVIR EN PAREJA: UN ANÁLISIS INTERGENERACIONAL EN FRANCIA**

En Francia, la proporción de personas menores de 65 años que viven sin pareja no ha dejado de aumentar desde finales de los años sesenta. Sin embargo, aún no se ha llevado a cabo ningún análisis para evaluar la importancia de las secuencias de vida solitaria en los cursos vitales individuales. Este artículo presenta la duración acumulada de la vida sin pareja cohabitante a lo largo del tiempo para las generaciones 1926 a 1988 a partir de las encuestas Érfi (2005) y Épic (2013–2014), e identifica los factores que explican su evolución mediante regresiones lineales. Estas duraciones han evolucionado de forma diferente según el sexo, y se han acortado para las mujeres, que se han beneficiado más que los hombres de la reducción de la soltería prolongada y de la viudez precoz. Durante mucho tiempo, los efectos del origen social y el nivel de educación han determinado la duración de la vida sin pareja, pero poco a poco van disminuyendo. Las primeras generaciones de baby-boomers (1945–1955) fueron la excepción, ya que tuvieron las vidas no conyugales más cortas, por lo que la complejización de las trayectorias conyugales experimentadas por las generaciones posteriores se asemeja más a una transformación de las normas de conyugalidad que a su rechazo.

Keywords: solo living, singlehood, partnership trajectory, age and cohort, ERFI, EPIC, France