

SPÉCIFICITÉ ET PERMANENCE DES EFFETS DE COHORTE : LE MODÈLE APCD APPLIQUÉ AUX INÉGALITÉS DE GÉNÉRATIONS, FRANCE/ÉTATS-UNIS, 1985-2010

Louis Chauvel

Presses de Sciences Po | *Revue française de sociologie*

2013/4 - Vol. 54
pages 665 à 705

ISSN 0035-2969

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-francaise-de-sociologie-2013-4-page-665.htm>

Pour citer cet article :

Chauvel Louis, « Spécificité et permanence des effets de cohorte : le modèle APCD appliqué aux inégalités de générations, France/États-Unis, 1985-2010 », *Revue française de sociologie*, 2013/4 Vol. 54, p. 665-705.

Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sciences Po.

© Presses de Sciences Po. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Spécificité et permanence des effets de cohorte : le modèle APCD appliqué aux inégalités de générations, France/États-Unis, 1985-2010*

Louis CHAUVEL

Résumé. En revenant aux sources théoriques de la question générationnelle, l'importance de deux notions centrales, spécificité et permanence des effets de cohorte, est soulignée et donne lieu à un nouveau modèle APCD et à un test d'*hysteresis* destiné à repérer des effets de cohorte durables : un *scarring effect*, une cicatrice cohortale. Une comparaison franco-américaine des niveaux de vie est développée par cohorte mobilisant les données de 1985 à 2010 du *Luxembourg income study (LIS)* et des *Statistics on income and living conditions-Eurostat (EU-SILC)*. En France, les inégalités nettes de générations (tenu compte des contextes démographiques et éducatifs, notamment) sont de même ampleur que les inégalités liées au statut d'immigré ; les bénéficiaires sont les cohortes nées autour de l'année 1950. Ce phénomène ne décline pas en intensité avec le temps. La dynamique américaine est antithétique, ce qui peut s'expliquer par les différences des *welfare regimes* français et américain. La France est donc marquée par de profondes inégalités intergénérationnelles.

Mots-clés. GÉNÉRATIONS SOCIALES – INÉGALITÉS – MODÈLES ÂGE-PÉRIODE-COHORTE – PARCOURS DE VIE – *HYSTERESIS* – RÉSILIENCE

Lorsqu'elle n'est pas explicitée, la notion d'« inégalités entre générations » est nécessairement polémique du fait même des enjeux socio-économiques sous-jacents et des conflits d'intérêts qui leur sont liées : le financement des retraites ou de la santé, l'analyse de l'efficacité de l'expansion scolaire, la vitesse des carrières, et avant tout l'évaluation des conséquences durables de la crise économique sur les générations entrées dans la vie au cours des dernières décennies sont autant de questions pour lesquelles un diagnostic en termes de génération est crucial (Chauvel, 2010a). En réalité, ces questions sont d'autant plus polémiques aujourd'hui que la complexité des diagnostics générationnels va de pair avec des difficultés de méthode qui n'ont pas encore trouvé de solution satisfaisante. Ces questions complexes peuvent faire l'objet de nuances parfois radicales, sinon de dénégations réitérées, voire d'un réel déni de réalité. Les arguments entendus contre l'idée de « générations sacrifiées » sont divers mais rarement confrontés

* L'auteur remercie Ian Rees Jones, Mary Brinton, Jeja-Pekka Roos, Pekka Sulkunen, Enzo Mingione, Katherine Newman, Paul Attewell, Janet Gornick, Thomas DiPrete, Seymour Spilerman, Markus Jäntti, Michèle Lamont, Donald Williams, Martin Schröder, Dieter Ferring, Jos Berghman, Herbert Smith et Michael Shalev pour de nombreuses discussions et commentaires sur des versions antérieures de ce travail, ainsi que les deux référés anonymes de la Revue. Ce travail a été soutenu par le Fonds national de la recherche, Luxembourg.

aux faits empiriques : les jeunes ne vont pas si mal ; leurs parents les aident ; ils rattraperont plus tard ; avec la croissance de très longue période, le sort des seniors s'est toujours amélioré, et donc le tour des jeunes viendra aussi ; le souci est avant tout celui des moins diplômés, alors que les autres s'en tirent parfaitement bien¹.

Trois champs argumentaires peuvent donc se distinguer parmi les critiques de l'analyse générationnelle, qui souligne au contraire le caractère structurel du phénomène. Dans ce travail, nous nous intéresserons avant tout au premier point, les deux autres seront analysés notamment à la fin de cet article :

1 – L'argument de l'impermanence : l'effet serait transitoire et non pas durable dans la vie de la cohorte ;

2 – L'argument du progrès absolu au long terme : avec l'enrichissement séculaire, les jeunes générations progresseraient de toutes les façons, au moins en termes absolus (le problème ne serait que relatif, en regard de l'amélioration encore plus considérable dont bénéficient les seniors) ;

3 – L'argument de l'hétérogénéité intracohorte : l'effet générationnel ne serait pas propre à la cohorte en général, mais aux strates les plus fragiles (origines sociales défavorisées, personnes peu diplômées) au sein de la cohorte.

La démonstration proposée ici est diamétralement opposée : les inégalités de générations en France ne se contentent pas d'être substantielles et, par comparaison avec d'autres pays, exceptionnelles. Elles sont aussi durables, correspondent à un problème plus que relatif, et touchent la majorité des nouvelles cohortes et non des minorités fragilisées et marginales. C'est ici un aspect central de la « sociologie problème »² que de devoir se saisir, malgré leur complexité, d'objets sociaux à fort enjeu notamment politique, pour tenter d'en débrouiller les difficultés théoriques et méthodologiques, et converger vers des résultats nouveaux.

1. Ces arguments épuisent assez largement les critiques formulées dans le texte intitulé « Les généralisations abusives de Louis Chauvel » (Clerc, 2007) qui avait pourtant analysé six ans plus tôt les inégalités salariales générationnelles (2001) et même souligné le risque de déchirure du pacte générationnel (2000), sans référence à des travaux antérieurs. Allègre (2011) pose quant à lui que : « L'approche générationnelle masque les inégalités au sein des générations. Les difficultés liées à l'entrée dans la vie active ne sont en effet pas partagées par l'ensemble des jeunes. » (p. 4), passant ainsi sous silence la littérature sur la complémentarité des analyses en termes de classes et de générations (Chauvel, 1999). Pour Clerc (2007), « Certes, des jeunes ont été touchés. Douleurusement. Mais les jeunes peu qualifiés bien davantage que les jeunes diplômés. » (p. 85). « Certes, la primo-insertion professionnelle est beaucoup plus difficile qu'avant, même pour les jeunes diplômés. Mais cela se tasse avec le temps : à 30 ans, pour les diplômés, l'emploi

est presque toujours durable [...], la carrière salariale commence, le rattrapage s'opère. » Ces auteurs n'étayaient pas leurs propos sur un corpus empirique permettant d'asseoir la démonstration d'un écart croissant entre les diplômés et les autres ou celle d'un rattrapage.

2. Cette « sociologie problème » devrait n'être pas tant celle des problèmes sociaux que de l'incapacité des contemporains à les voir. De même qu'avant l'école des Annales, l'histoire-récit, focalisée sur les grands hommes et la causalité linéaire, perdait de vue l'histoire-problème, dont l'objet est plus large, englobant les mentalités et les structures sociales et économiques d'ensemble (Bloch, 1949), la sociologie d'aujourd'hui risque d'être prisonnière des récits de ses informateurs, souvent les victimes simultanées du déni social de leur condition. Dans la sociologie du problème des générations, où tout et son contraire se disent sur le terrain, le récit des acteurs sociaux n'est d'aucune aide, tant que le problème n'a pas été circonscrit au préalable par d'autres méthodes.

Je propose d'avancer ici sur trois tableaux (théoriques, méthodologiques, empiriques), en insistant sur deux notions centrales et statistiquement applicables : spécificité et permanence. Comment repérer ce qui fait la singularité d'un ensemble de cohortes spécifiques dans la dynamique du changement social ? Comment s'assurer de la durabilité de ces spécificités ? Ce dernier point est essentiel puisque le caractère durable de la situation de génération (Mannheim, 1928), voire celui irréversible des séquelles générationnelles (autrement dit du *scarring effect*, ou « effet cicatrice »), est au centre de l'analyse : comment estimer la permanence de l'effet de cohorte au long de la vie ? Quelle est son *hysteresis* ? C'est ici l'apport méthodologique central de cet article qui par ailleurs proposera des résultats permettant de comprendre l'inégalité entre générations comme un fait social important de la France contemporaine, en regard de la situation américaine.

Théorie : effets de cohorte et inégalités entre générations ?

Dans un premier temps de l'analyse, je ne parlerai pas d'inégalités mais d'« effets de cohorte » caractérisés par des différences durables de position sociale ou de comportement spécifiquement liés à l'année du millésime³. Ici, l'adverbe « spécifiquement » signifie que les différences entre la cohorte et ses voisines sont significatives (statistiquement et substantiellement), robustes et qu'elles résistent au contrôle de covariables sous-jacentes telles que le niveau d'éducation, le fait d'être immigrant ou non, ou le genre. Cette spécificité doit se comprendre dans un contexte dynamique : ce n'est pas une singularité cohortale que d'être situé 5 % au-dessus de la cohorte née dix ans plus tôt dans un contexte de croissance partagée au rythme de 0,5 % par an. Plus généralement, comme tout effet de cohorte, il ne doit pas se réduire à une simple combinaison linéaire des autres variables chronologiques que sont la période et l'âge. Surtout, cet effet spécifique doit être aussi permanent : une fois établi, il doit rester une caractéristique de la cohorte au long de sa trajectoire.

Ces différences spécifiques et durables explicitées par l'effet de cohorte ne deviennent des « inégalités de générations » qu'à l'instant où un ordre hiérarchique apparaît, et que nous pouvons distinguer des ensembles de cohortes dont les uns sont en position plus favorable que d'autres, de façon durable.

Deux dimensions centrales se dégagent donc ici : spécificité et permanence. À l'échelon théorique, elles découlent de l'hypothèse centrale de socialisation

3. La cohorte de naissance forme dès lors le groupe d'individus caractérisés par le partage du même âge au long de leur vie. Dans la mesure où les individus de ce groupe sont marqués par des origines sociales différentes, et sont porteurs de caractéristiques de genre, de culture et d'aspirations distinctes, la cohorte de naissance n'est pas un groupe social concret. Dans certaines circonstances socio-historiques particulières, dans la mesure où les individus d'une même cohorte partagent des expériences historiques spécifiques issues de la période de formation, lorsque se forment des traits essentiels de leur personnalité d'adulte, dans des contextes sociaux contrastés forts, différents de celui des autres générations, et marquants de leur mémoire collective, et dans un *Zeitgeist* particulier, la cohorte peut former un groupe social concret : une génération sociale.

inhérente au phénomène de cohortes démographiques spécifiques et, *a fortiori*, de générations sociales repérables⁴ : à leur entrée dans la vie adulte, lorsque leur identité se forge, les individus – et ce malgré leurs différences intrinsèques – de la même cohorte de naissance sont marqués par des éléments culturels ou contextuels qui « ont un effet de socialisation » (Mannheim, 1928, p. 311), autrement dit qui créent de l'unité et de l'identité malgré les diversités initiales⁵. Pour être un préalable à la formation de générations sociales, ces éléments spécifiques doivent aussi être permanents, marquant la cohorte de leur empreinte. Cet « effet de socialisation » est essentiel, et peut aussi s'exprimer en termes de *scarring effect* (Ellwood, 1982), un « effet cicatrice » résultant par exemple de traumatismes collectifs dont les séquelles devront être portées toute la vie par la cohorte de jeunes concernés. Ainsi la sociologie des générations s'intéresse-t-elle particulièrement aux guerres, aux révolutions, aux catastrophes de grande ampleur, aux crises majeures, ou, d'une façon plus proche de nous, aux épisodes de chômage de masse susceptibles de transformer brutalement le modèle de socialisation reçu par des jeunes précédemment préparés à l'abondance et au plein emploi.

À l'exception de quelques paragraphes précurseurs dans la littérature⁶, ces éléments (spécificité et permanence) sont nouveaux au sein de la sociologie des générations, et leur approfondissement est nécessaire pour faire progresser les méthodes d'analyse APC et leur économétrie spécifique : il s'agit en effet de détecter des « effets de cohorte » caractérisant l'écart permanent, spécifique à certaines cohortes, par rapport à la tendance générale exprimée par l'ensemble des autres.

4. En suivant la tradition anglo-saxonne, il sera question avant tout de « cohortes de naissance », notion principalement technique de la démographie, qui permet de caractériser les individus nés la même année (Ryder, 1965). Dans une tradition plus continentale-européenne, il est possible de parler de « générations sociales » (Mannheim, 1928) dès que ces cohortes sont caractérisées par des contextes précis et des caractéristiques saillantes et permanentes. La claire démarcation entre les deux traditions tend à s'estomper puisqu'un nombre croissant d'auteurs de langue anglaise s'intéressent à la structuration de générations sociales repérables à partir de cohortes spécifiques (Edmunds et Turner, 2002, 2005 ; Hart-Brinson, 2010).

5. Cette diversité intracohorte ferait obstacle selon certains à l'analyse cohortale : puisque dans chaque cohorte il y aurait des riches et des pauvres, les inégalités entre cohortes seraient sans pertinence. Un retour à Mannheim permet d'aller au-delà : les jeunes de l'après-Première Guerre mondiale contemporains de Mannheim sont formés culturellement et politiquement dans le contexte de l'émergence du nazisme et du communisme, d'une radicalisation

du monarchisme et de l'espoir de la stabilisation de la social-démocratie. La notion de génération ne suppose pas l'identité réductrice de la jeunesse à une culture unique qui n'existe pas plus aujourd'hui qu'en 1928 : ce qui fait son identité est l'unité spirituelle formée de contrepoints, de contradictions, voire d'affrontements radicalisés, cette « entéléchie » manheimienne qui fabrique une communauté de contexte jusque dans la violence du rapport social. « Ce ne sont pas d'abord les contenus qui rassemblent, mais surtout les forces structurantes qui les sous-tendent. » (Mannheim, [1928] 2011, p. 87). Dans ce processus « plusieurs unités de génération [...] vont constituer un "ensemble" parce que précisément, même en se combattant, elles sont mutuellement accordées » (p. 90). J'aurais même tendance à écrire « surtout en se combattant », plutôt que « même ». Les diversités sociales n'empêchent pas plus l'existence de générations qu'elles ne suppriment la notion de genre ou d'ethnicité.

6. La question de la permanence est à peine esquissée chez Hobcraft, Menken et Preston (1982) avec le *cohort inversion model* dont la formulation manque, et celle de la spécificité n'a pas retenu l'attention requise.

Apports et limites méthodologiques des décennies 1970 à nos jours

Même si la *Revue française de sociologie* s'en est fait précocement l'écho (Padiou, 1973), et si la démographie française a pu assurer la diffusion de travaux méthodologiques nouveaux (Wilmoth, 2001), l'économétrie des effets de cohorte est mal implantée en France et, malgré de bonnes tentatives descriptives (Baudelot et Gollac, 1997 ; Legris et Lollivier, 1996 ; Clerc *et al.*, 2011 ; Bonnet, 2010), elle laisse la place parfois, lors du passage à la modélisation, à une ignorance réelle ou affichée de la littérature⁷.

La méthodologie dite « APC » (âge-période-cohorte) a connu deux périodes fortes : d'une part les années 1970 et, de l'autre, la dernière décennie. Le premier moment, où l'*American sociological review* a joué un rôle central, fut celui de l'émergence des débats originels sur la séparabilité des effets d'âge, de période et de cohorte, et des premières propositions de modélisation, dans un contexte où le domaine empirique est avant tout celui de la socio-démographie de variables agrégées (natalité, mortalité, suicide, analyse secondaire d'enquêtes sociopolitiques). Une présentation générale des apports de cette première période est fournie par Mason et Wolfinger (2001). L'exercice que proposent les auteurs consiste à exprimer un phénomène mesuré dans le temps, à intervalles réguliers, selon une série d'enquêtes ou d'observations transversales (*cross-sections*). Il s'agit par exemple de LM, le logarithme du taux de mortalité (variable dont on sait qu'elle a de bonnes caractéristiques de normalité lorsqu'elle est mesurée sur des populations démographiquement diversifiées) qu'il conviendrait d'exprimer comme la somme de trois variables catégoriques (trois vecteurs de coefficients) correspondant au groupe d'âge, à la période et au groupe de cohortes :

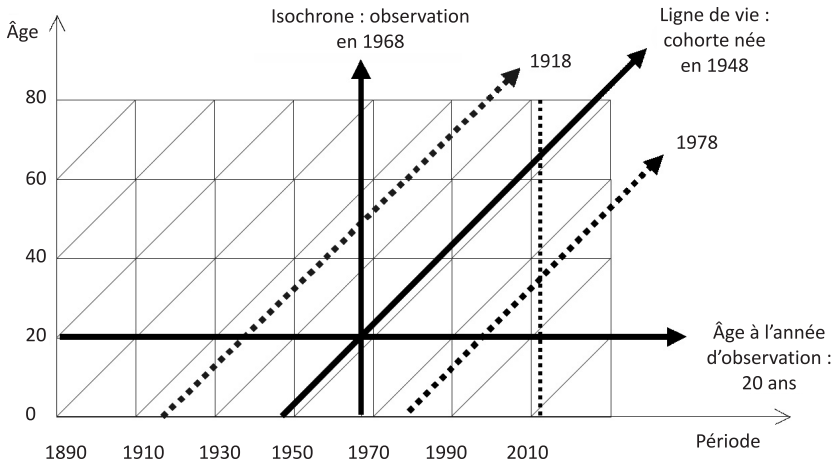
(APC) $LM_{ap} = \alpha_a + \pi_p + \gamma_c$, où $c = p-a$, où a , p et c sont des indices correspondant à chacun des trois temps.

Si Fienberg et Mason (1978) revendiquent la paternité de cette décomposition (Mason *et al.*, 1973), des travaux plus anciens font plus qu'en préfigurer la forme (Greenberg, Wright et Sheps, 1950). Le jeu consiste alors à estimer les coefficients α_a , π_p , γ_c correspondant aux différentes classes d'âge, de période et de cohorte retenues. Sur le fond, il s'agit ni plus ni moins de modéliser avec les outils contemporains de l'économétrie le séculaire diagramme de Lexis (Graphique 1) inventé en 1872 (Vandeschrick, 1992). L'intérêt empirique de cette décomposition est avant tout de détecter des non-linéarités cohortales, c'est-à-dire des cohortes caractérisées par des comportements spécifiques par rapport aux voisines. C'est typiquement le cas des travaux de Wilmoth (1990, p. 307) à propos de la mortalité masculine sur la longue période en France où l'auteur détecte des fluctuations cohortales de +/- 4 % autour de la tendance, où les cohortes nées en 1898, 1930 et 1958 sont marquées par un surcroît de mortalité relative à tout âge, et celles de 1880, 1920 et 1948 par une sous-mortalité. Ensuite, la question qui reste entière est celle de la cause : s'agissant de la cohorte 1898, est-ce dû à la Grande Guerre ou bien aux séquelles de la grippe

7. C'est le cas notamment de Lelièvre, Sautory et Pujol (2010, p. 30), qui éludent toute référence à l'économétrie des effets de générations qu'ils tentent de réinventer. De la même façon, sur un sujet aussi central que celui du déclassement par cohorte, Goux et Maurin (2012, p. 83) font comme s'il n'existait pas de littérature sur la séparation des effets d'âge et de cohorte.

espagnole ? Pour 1948, s'agit-il des conséquences de l'amélioration des conditions périnatales après la Seconde Guerre mondiale, de celles d'un niveau d'éducation qui s'est fortement accru par rapport aux autres cohortes, ou la protection vient-elle de la coalescence, pour les jeunes adultes de cette génération, de l'absence de guerre, puisqu'ils ont échappé à l'Algérie qui avait été l'horizon de la socialisation des cohortes nées dix ans plus tôt (Bantigny, 2007) comme au chômage de masse qui se généralise pour ceux nés dix ans après. Si le fait social est clairement établi, l'explication des causes reste à produire.

GRAPHIQUE 1. - *Diagramme de Lexis (1872)*



Si la lecture des résultats des modèles (APC) permet de détecter d'intéressantes spécificités cohortales où certaines semblent singulières, il reste le problème de l'analyse de la tendance longue. La difficulté centrale de l'expression du modèle (APC) de Mason et de ses collègues est son indétermination : une baisse linéaire de la mortalité par cohorte peut être vue aussi bien comme une stagnation cohortale accompagnée d'une baisse par période dont toutes les classes d'âges bénéficieraient. Ainsi, le *model identification problem* demeure le souci central de cette tradition de recherche (Mason et Wolfinger, 2001). En raison de cette indétermination, le jeu à trois temps se complexifie, et l'identification du modèle (APC) n'est possible qu'à condition de poser des contraintes supplémentaires sur les coefficients sans lesquelles les résultats sont entachés d'une incertitude : ainsi, la pente linéaire des coefficients de cohorte (comme celle des autres variables de temps) est soit aléatoire, lorsqu'on ne la fixe pas d'une façon ou d'une autre, soit arbitraire, puisqu'il est généralement impossible de justifier la contrainte choisie. Le même jeu de données peut donner lieu indifféremment à une lecture en termes de croissance cohortale, associée à une stagnation par âge et période, ou à une autre en termes de décroissance par cohorte, associée à une vive dynamique par âge et période, et l'attribution à l'un des trois temps de la tendance longue

demeure une impossibilité méthodologique. Dans la plupart des pays, les seniors ont un pourcentage de diplômés inférieur à celui des jeunes adultes. Nous savons par un raisonnement sociologique fondé sur l'idée de socialisation irréversible – lorsque le diplôme est attribué, c'est généralement pour toujours – que le phénomène est générationnel : les nouvelles cohortes bénéficient d'un système d'enseignement plus développé que celui par lequel les générations anciennes sont passées. Pourtant, le modèle APC étant incapable de réaliser seul cette démarche cognitive, il l'attribuera indifféremment à la cohorte, ou bien à une combinaison d'une croissance par période et d'une baisse par l'âge du niveau de diplôme. Le résultat final sera alors rigoureusement équivalent. Dans ce cas particulier, le sociologue introduira l'hypothèse d'un effet de période nul.

La première phase de la recherche, dans les années 1980, se termine par la stabilisation d'apports méthodologiques telles la formulation générale du modèle APC, la compréhension du problème de l'arbitraire des contraintes, la conscience de l'impossibilité de séparer la partie linéaire des effets d'âge, de période et de cohorte (Hastings et Berry, 1979), et la formulation d'un programme général d'analyse du changement social (Mason et Fienberg, 1985). Cette première période met aussi en évidence un certain inachèvement, comme le montre l'insuffisante prise en compte de variables de contrôle – pourtant dans la formulation du modèle APC, il aurait été possible de faire intervenir des covariables tels le genre ou le niveau d'éducation – ou comme le souligne aussi le scepticisme de Glenn (1976) à l'égard des choix arbitraires de contraintes qui pèsent sur le modèle APC.

La seconde phase de la recherche, au cours des dix dernières années, s'efforce de revenir sur ces questions laissées ouvertes. Malgré une abondante production relayée par les grandes revues internationales de sociologie, de démographie et de sciences sociales⁸, les productions européennes et particulièrement française ont été en retrait. L'auteur centrale de cette seconde période est Yang Claire Yang, qui à l'époque de ses écrits principaux était *assistant professor* de démographie et de sociologie à l'université de Chicago puis à l'université de North Carolina⁹. J'insisterai surtout sur le modèle APC-IE (*intrinsic estimator*¹⁰), le plus radical dans son intention de répondre au défi de l'unicité de la décomposition, le plus critiqué pour cette même raison (O'Brien, 2011), mais aussi le plus accessible puisqu'il s'agit là d'une commande statistique dont la mise en œuvre est aisée¹¹.

8. Les principales revues de la littérature sont celles de Smith (2008) et de Yang et Land (2013).

9. Pour l'heure, sa contribution centrale – illustrée par 25 articles publiés de 2003 à 2012 dans des revues de premier plan – relève avant tout de deux familles de modèles dont l'ambition est de répondre aux deux défis que sont l'utilisation de variables de contrôle et la levée de l'arbitraire sur les contraintes d'identification, de façon à converger vers une décomposition unique. La famille des *hierarchical APC-cross-classified random-effects model* (HAPC-CCREM) présentée par exemple dans Yang (2008), et que je n'approfondirai pas ici, est

fondée sur une analyse multiniveau où la cohorte et la période sont en concurrence, et où l'âge est stylisé par une fonction polynomiale.

10. Ce modèle a fait l'objet d'une abondante littérature (Yang, Fu et Land, 2004 ; Yang et Land, 2006 ; Yang *et al.*, 2008, Fu, Land et Yang, 2011).

11. Le logiciel Stata permet l'ajout de procédures statistiques spécifiques au travers, notamment, de l'archive ouverte de syntaxes du *Repec* (*Research papers in economics* : <http://repec.org>) du Boston College. Il est possible ainsi de télécharger les programmes mis en œuvre par Yang et ses collègues (2004), au moyen de la commande : `ssc install apc`.

Les deux modèles de Yang répondent correctement au défi du contrôle par des covariables¹² : une question récurrente des effets de cohorte relève de leur origine ou de leur explication substantielle (De Graaf, 1999) – le changement par cohorte doit être rapporté aux transformations contextuelles vécues par ces cohortes (éducation, niveau de chômage au moment de l'entrée dans la vie adulte, guerres, épidémies, etc.) et la modélisation doit permettre de comparer l'effet brut de cohorte, avant contrôle, à l'effet net, de façon à faire la part de l'influence du niveau d'éducation, des transformations des structures familiales ou d'autres paramètres. Par exemple, Yang et Land (2006) montrent que les réponses des Américains à des tests de capacité verbale ont fluctué par cohorte, atteignant un maximum pour les générations nées autour de 1950 ; ce sont aussi celles qui ont vu culminer l'effort séculaire de formation scolaire et universitaire de la population américaine, avec l'établissement, pour la première fois, d'une norme presque universelle d'études jusqu'à l'âge de 18 ans et avec, pour les mêmes cohortes, un maximum local des taux d'accès aux *Bachelor* et *Master's degree*. Dans une grande mesure, ces différences de résultats aux tests verbaux par cohorte sont expliquées par le niveau d'éducation de la cohorte : la fluctuation cohortale, forte avant le contrôle, disparaît ensuite. C'est là une des avancées positives de la seconde phase des modèles APC.

L'aspect moins convaincant du travail de Yang et de ses collègues relève de l'unicité de la décomposition que revendique la méthode de l'« estimateur intrinsèque » susceptible selon eux de régler le *model identification problem*. Le modèle APC-IE (Yang, Fu et Lana, 2004) prétend lever l'indétermination des trois temps en confiant à une analyse factorielle (analyse en composantes principales APC) le soin de réduire les trois dimensions colinéaires A-P-C à un plan bidimensionnel. L'APC fournit une combinaison linéaire qui sert alors de contrainte supplémentaire destinée à offrir une décomposition unique qui serait « intrinsèque » au problème, comme le clament Yang *et al.* (2008) dans l'*American journal of sociology*. Si la décomposition est bien unique sous cette contrainte, O'Brien (2011) et plus encore Luo (à paraître 2013) expriment des doutes quant à l'optimalité de ce choix tout aussi arbitraire que d'autres. O'Brien rappelle par ailleurs qu'il n'est pas totalement original. Pour ma part, il me semble qu'une autre critique peut être formulée, comme le montre empiriquement l'Annexe 1 de cet article : l'exemple concret du diplôme fait apparaître comment l'optimalité supposée de l'« estimateur intrinsèque » risque de conduire à des résultats inappropriés : le modèle APC-IE laisse supposer une croissance du niveau scolaire avec l'âge et une hausse avec le temps des périodes. Nous perdriions ainsi nos diplômés en vieillissant, comme semblerait l'attester le moindre taux de diplômés chez les seniors. Ce résultat est évidemment invalidé par notre connaissance causale de ce phénomène avant tout porté par des cohortes nouvelles de jeunes adultes, plus longuement éduquées, mais dont le niveau scolaire ne croîtra que modérément après l'âge de 25 ou 30 ans. Nous savons qu'en réalité, en matière d'éducation, l'effet de l'âge ne peut être négatif (exception faite des conséquences du plagiat de thèse en Allemagne), alors que, dans le cas du diplôme, les différentes méthodes APC utilisées par Yang donnent un effet propre fortement négatif de l'âge dont l'interprétation naïve relève de l'absurdité sociologique. Comment dépasser ces

12. Les principaux modèles de Yang issus de ses articles les plus centraux sont compilés dans l'ouvrage de Yang et Land (2013) paru juste avant le présent article.

difficultés méthodologiques ? Au terme de ces avancées et de ces incertitudes, les deux questions théoriques initiales doivent être rappelées. D'une part, qu'est-ce que la spécificité cohortale ? D'autre part, quelle en est la permanence ?

Méthode 1 : évaluer la spécificité cohortale : le modèle APCD

La réponse de Yang à la première question, celle de la détermination unique d'effets de cohorte spécifiques, consiste en l'introduction d'une contrainte sur les trois temps reposant sur une analyse factorielle. En réalité, l'indétermination linéaire du $C = P - A$ signifie que, du point de vue des données, un effet linéaire de cohorte est parfaitement identique à une infinité de combinaisons linéaires possibles de la période et de l'âge. L'espoir d'attribuer le changement social à l'un des trois temps APC sera nécessairement déçu. Une autre solution à ce problème suppose une reformulation de l'effet de cohorte. Définissons la spécificité cohortale comme l'information additionnelle produite par le modèle (APC) par rapport au seul modèle (AP) qui correspond à la somme d'un effet d'âge et d'un effet de période. Cela revient à dire que nous retenons comme spécificité de la cohorte ce qui échappe à sa composante linéaire, laquelle est parfaitement représentée par le modèle (AP).

En effet, la partie linéaire des variations temporelles ne peut pas faire l'objet de la modélisation en raison de l'indétermination. Seule la part non linéaire, c'est-à-dire la fluctuation, est susceptible d'être repérée comme spécificité cohortale : un ensemble de cohortes proches met en évidence un comportement spécifique et différent de celui des autres dans la mesure où ses membres se situent en moyenne au-dessus ou au-dessous de la tendance générale de plus longue durée, et ce, de façon significative, avant ou après contrôle par des variables. Si aucune spécificité non linéaire ne se révèle, la démarche cohortale n'apporte rien de particulier par rapport à une modélisation où seuls l'âge et la période sont mobilisés, et elle doit donc être abandonnée si les effets de cohorte mettent en évidence un changement social linéaire.

La solution envisagée ici consiste à absorber les tendances linéaires des coefficients α_a , π_p , γ_c , de façon à faire disparaître l'aléa sur la pente estimée, pour se concentrer sur les écarts à la linéarité. Cette partie non linéaire est absorbée par deux coefficients de calage temporel dont l'analyse substantielle n'est pas recommandée dans le cas général¹³ : ce qui est statistiquement attribué aux effets linéaires de l'âge et de la période peut aussi bien provenir de la cohorte ou réciproquement. Ce modèle est baptisé APCD comme *detrended*, « détendancialisé » en français courant. Par conséquent, la modélisation présentée ici n'est pas une proposition parmi d'autres reposant sur une contrainte supplémentaire *ad hoc*, elle résulte de cette question : qu'est-ce qui peut être attribué à la cohorte, une fois tenu compte de l'ensemble des effets relevant de l'âge et de la période ?

13. L'interprétation des pentes est possible, néanmoins, dans les cas où il n'existe pas d'ambiguïté sur la variable dépendante (pour le revenu, par exemple, il faut en contrôler l'inflation, ne pas avoir de problèmes de conversion tel le passage à l'euro) ni sur le rôle respectif des variables explicatives, comme c'est le cas pour le diplôme dont on sait la nature cohortale.

Une spécification de type « moindres carrés ordinaires » est proposée ici¹⁴. Une variable dépendante continue y , aux caractéristiques de normalité idoines (le logarithme du revenu annuel, par exemple), est mesurée sur une série d'enquêtes transversales réalisées à intervalles réguliers de périodes sur des échantillons d'individus i . Ainsi, y_i^{apc} est la mesure associée à l'individu i dont on sait l'âge a en période p , et donc cohorte : $c = p - a$. Les intervalles $[a_{min}, a_{max}]$ et $[p_{min}, p_{max}]$ caractérisent l'amplitude chronologique des variables d'âge et de période qui doivent être groupés ou mesurés à intervalles réguliers et similaires (sur une base annuelle, quinquennale ou autre). Le croisement des âges et des périodes forme donc un tableau rectangulaire similaire au diagramme de Lexis, même si la première cohorte et la dernière (qui ne sont présentes qu'une seule fois dans le tableau) seront ignorées dans les calculs de façon à améliorer les intervalles de confiance des paramètres estimés. Nous observons donc l'intervalle des cohortes $[p_{min} - a_{max} + 1, p_{max} - a_{min} - 1]$. Le modèle APCD permet l'introduction de variables de contrôle, qu'elles soient continues, dichotomiques ou nominales, X_j , telles que le sexe, le niveau d'éducation, l'origine sociale, etc.

Le modèle, lorsqu'il est associé à un jeu pertinent de contraintes techniques¹⁵, offre une décomposition unique des fluctuations des variables APC autour de leur moyenne respective et selon une pente nulle. Une fois les tendances absorbées, les coefficients de l'âge mettent en évidence les éventuelles incurvations du « cycle de vie » ; les coefficients de période modélisent les accélérations et les décélérations du temps, et révèlent aussi les éventuelles discontinuités temporelles dans le codage des variables ; les coefficients de cohorte, si au moins l'un d'eux est significativement différent de zéro, permettent de repérer les spécificités de telle ou telle cohorte. Notons que si, dans (APC), tous les coefficients γ_c valent zéro, le modèle est une simple ANOVA de type (AP). Nous appellerons *DCE (detrended cohort effect)* le jeu de coefficients cohortaux γ_c de moyenne zéro et de pente zéro. Les tests de différence à zéro de ces coefficients γ_c sont alors une réponse à la question de l'existence ou non de telles spécificités cohortales. Une telle solution a donné lieu à des propositions similaires dans la littérature APC (Wilmoth, 2001 ; Chauvel, 2001), mais avec moins de systématisme que dans la spécification présentée ici. L'apport est donc l'utilisation possible de microdonnées d'enquêtes, de variables de contrôle, sous différentes spécifications (MCO, logit, Poisson, etc.) autorisées par le modèle *GLM*. Cette systématisme permet par ailleurs d'en offrir une version programmée sous la forme d'une commande Stata.

$$\left\{ \begin{array}{l} y^{apc} = \alpha_a + \pi_p + \gamma_c + \alpha_0 \text{rescale}(a) + \gamma_0 \text{rescale}(c) + \beta_0 + \sum_j \beta_j X_j + \varepsilon_i, p = c + a \\ \sum_a \alpha_a = \sum_p \pi_p = \sum_c \gamma_c = 0 \\ \text{Slope}_a(\alpha_a) = \text{Slope}_p(\pi_p) = \text{Slope}_c(\gamma_c) = 0 \\ \min(c) < c < \max(c) \end{array} \right. \quad (\text{APCD})$$

14. Fondée sur la procédure *GLM* de Stata (*general linear model*), APCD offre les mêmes possibilités de spécification (logit, Poisson, etc.). Tout comme le modèle de Yang, il est accessible au téléchargement sous Stata : ssc install apcd.

15. Les coefficients des vecteurs A , P et C ont pour somme zéro, la pente de ces coefficients est égale à zéro, et deux paramètres de temps absorbent les tendances linéaires. Ces spécifications assurent l'unicité de la décomposition.

- La relation $p = c + a$ porte sur les indices des trois variables de temps.
- Le jeu de contraintes (la somme des coefficients vaut zéro, la pente est nulle, exclusion de la première et de la dernière des cohortes observées) permet d'obtenir une solution unique et offre ainsi une solution au problème d'identification.
- $Rescale(a)$ est la fonction linéaire permettant de rééchelonner l'index d'âge de - 1 à + 1, ce qui offre une normalisation utile à la lecture des résultats.
- $Slope_a(\alpha_a)$ est la pente des coefficients d'âge α_a ; $Slope_a(\alpha_a) = 0$ si et seulement si : $\sum_a [(2a - a_{min} - a_{max}) \alpha_a] = 0^{16}$.
- α_a , π_p et γ_c sont alors respectivement les coefficients sans tendance des effets de l'âge, de la période et de la cohorte.
- β_0 est la constante du modèle, et $\beta_j X_j$ correspond aux variables de contrôle introduites dans le modèle.
- α_0 et γ_0 sont des variables de calage temporel. Lorsque la variable dépendante y est mesurée sur une échelle de mesure homogène (pas de périodes d'hyperinflation, de changement d'unité franc/euro, etc.), α_0 est la pente de la variable d'âge et γ_0 correspond à la progression linéaire dont les cohortes de naissances successives bénéficient. En raison de la relation $p = a + c$, il faut se garder d'interprétations naïves en termes d'« effets » linéaires causalement liés à la cohorte, ou autre, puisqu'il s'agit avant tout de coefficients de calage temporels.

L'introduction de la contrainte de pente nulle sur les coefficients $\hat{\gamma}_c$, la tendance linéaire étant absorbée par les variables de calage, permet de saisir l'effet de cohorte d'une façon différente des approches classiques. Les approches traditionnelles, celles des années 1970, étaient fondées sur l'introduction d'une contrainte arbitraire telle que $\pi_{1985} = \pi_{2010}$ qu'il est difficile de justifier. Yang et Land (2006) montrent aussi que ces choix ne sont pas optimaux du point de vue des incertitudes statistiques : puisqu'elles reposent sur des parties seulement de l'échantillon, elles sont associées à des intervalles de confiance plus large que le choix de contrainte qui, parce qu'il est systémique, utilise tout l'échantillon. Dans notre APCD, la contrainte de pente se fonde aussi sur l'ensemble de l'échantillon et conduit dès lors à des erreurs types plus faibles que dans les approches traditionnelles. Mais, contrairement au modèle APC-IE, qui poursuit l'objectif ultime mais vain d'identifier une tendance linéaire intrinsèque à la cohorte, nous nous concentrons avant tout sur les fluctuations cohortales, à savoir des non-linéarités que la simple combinaison de l'âge et de la période ne peuvent représenter.

En effet, dans ce modèle (APCD), si aucun coefficient de cohorte estimé $\hat{\gamma}_c$ n'est significativement différent de zéro, le simple modèle (AP) est suffisant pour décrire correctement les données, et il est donc possible de se passer d'un raisonnement en termes de générations spécifiques : nous sommes alors tous dans le prolongement de la guirlande éternelle de nos prédécesseurs et de nos successeurs. En plus du test sur la significativité de la différence à zéro des coefficients, le BIC

16. Ce type de contrainte linéaire se programme aisément dans les logiciels statistiques élaborés. Cette formule générale, une fois développée et appliquée au cas des cohortes disponibles dans nos données (voir *infra*), donne d'une façon littérale la contrainte suivante, qui se simplifie d'elle-même :

$$- 45 \gamma_{1930} - 35 \gamma_{1935} - 25 \gamma_{1940} - 15 \gamma_{1945} - 5 \gamma_{1950} + 5 \gamma_{1955} + 15 \gamma_{1960} + 25 \gamma_{1965} + 35 \gamma_{1970} + 45 \gamma_{1975} = 0.$$

Cette contrainte impose alors que les coefficients γ_c présentent une pente nulle.

de Raftery (1986) peut aider à décider entre AP et APCD¹⁷. Lorsqu'au moins un coefficient $DCE \hat{\gamma}_c$ est significativement différent de zéro, nous pouvons parler de spécificité des cohortes concernées, dont on sait alors qu'elles dévient la tendance générale. L'expérience montre que ce modèle est capable d'identifier des dynamiques cohortales variées, en forme de U ou de v ¹⁸, inversées ou non, en M et en w , en tilde ou peu importe pourvu que la pente en soit nulle. L'application au cas des députés français (Chauvel, 2010a, p. 36-43) met en évidence ce type de multimodalité. Dès lors, APCD est avant tout un outil de détection de non-linéarités dans le changement social par génération.

Notons par ailleurs que ce même modèle APCD peut recevoir de nombreuses écritures possibles et, par souci de symétrie, nous étendancialisons aussi l'âge et la période ; ce choix ne change pas la nature des résultats. Une fois stabilisée la méthodologie de la spécificité cohortale, la question qui advient est celle de la permanence des effets de cohorte.

Méthode 2 : tester la permanence cohortale : le test d'hysteresis

La littérature méthodologique APC est singulièrement pauvre sur la question de la permanence de l'effet de cohorte. Cette question est tout à la fois centrale et en même temps éludée par la tradition. Ainsi, les fondateurs évoquent le problème : Karl Mannheim s'intéresse au rôle de l'oubli et de la mort dans l'effacement des strates générationnelles anciennes (2011, p. 73-75) et d'une façon plus précise, Norman Ryder, dans une partie concessive de son article central, admet que les adultes sont plus flexibles dans leur dynamique de changement social que ne le voudrait supposer la théorie cohortale¹⁹, d'où la double nécessité d'intensifier les recherches sur la diversité intracohorte des dynamiques sociales et celles sur la

17. Gelman et Rubin (1999) critiquent l'utilisation massive et sans distance du BIC trop souvent vu comme le test ultime d'un bon modèle, alors qu'il est avant tout un critère de choix fondé sur la parcimonie, c'est-à-dire sur un faible nombre de coefficients. Il semble en effet que le diagnostic en termes de BIC amène à rejeter des effets statistiquement significatifs mais substantiellement signifiants.

18. La forme de v inversé que nous trouverons dans le cas français, et qui contraste avec la dynamique sans relief des États-Unis, n'est pas alors contenue dans les prémisses de la méthode mais dans le fait social que les premiers-nés du *baby-boom* français ont été en moyenne des jeunes adultes favorisés par rapport aux autres et sont aujourd'hui de jeunes seniors plutôt favorisés par l'histoire sociale, tout en ayant été dans les années 1990 des adultes au milieu de la vie plutôt bien dotés économiquement, ce qui contraste tout à la fois avec les seniors d'hier et avec les juniors d'aujourd'hui.

19. « *The intellectual convenience of the assumption that development ceases once adulthood is attained must be sacrificed in the face of the annoying complexity of reality.* » (Ryder, 1965, p. 860). Dans sa conclusion ouverte sur de nouvelles recherches possibles, Ryder insiste sur le dépassement des limites du modèle APC standard : « *The case for the cohort as a temporal unit in the analysis of social change rests on a set of primitive notions : persons of age a in time t are those who were age $a-1$ in time $t-1$; transformations of the social world modify people of different ages in different ways ; the effects of these transformations are persistent. In this way a cohort meaning is implanted in the age-time specification. Two broad orientations for theory and research flow from this position : first, the study of intra-cohort temporal development throughout the life cycle ; second, the study of comparative cohort careers, i.e., intercohort temporal differentiation in the various parameters that may be used to characterize these aggregate histories.* » (ibid., p. 861).

ductilité ultérieure de cohortes déjà socialisées et entrées dans la vie adulte. Si ces questions reviennent épisodiquement (Ellwood, 1982 ; Hobcraft, Menken et Preston, 1982 ; Becker, 2000 ; Yang *et al.*, 2008), la production scientifique élude généralement la question, en particulier lorsqu'il s'agit de la modéliser. Hobcraft, Menken et Preston (1982) tentent d'exprimer un « *cohort inversion model* » (p. 7 *sq.*) permettant de rendre compte d'une capacité de compensation ultérieure de cohortes victimes de difficultés précoces ; symétriquement, un « *continuously accumulating cohort effect* » capable d'engendrer des écarts croissants peut donner lieu à une amplification des différences ou inégalités initiales. Becker (2000) insiste en particulier sur le fait que le maintien au long de la vie d'écarts entre cohortes exige l'existence de processus durables de rappel et de renforcement des différences cohortales au long de la vie sans lesquels les effets de cohorte doivent normalement s'estomper. C'est ici la facette générationnelle d'une question centrale des analyses en termes de parcours de vie : les effets sont-ils cumulatifs ou compensatoires (Burton-Jeangros et Widmer, 2009) ? Y a-t-il donc résilience ou au contraire « effet Saint Matthieu » (DiPrete et Eirich, 2006) de (dés)avantages cumulatifs ?

Pourtant, dans le modèle APCD comme dans la plupart des autres, rien ne dit si un effet de cohorte est le fait d'une forte spécificité précoce qui se résorbe, voire s'annule, ou celui d'une spécificité permanente qui se maintient toute la vie. Les effets de cohorte explicités par le modèle APCD sont en réalité une moyenne de ces effets sur le cycle de vie observé. Cette moyenne peut représenter aussi bien un effet permanent, définitif, de la cohorte, ou au contraire l'effet transitoire, juvénile et rapidement absorbé après l'entrée dans la vie. Y a-t-il hystérèse ou bien dissipation de cet effet de cohorte ? C'est là typiquement la question d'Ellwood (1982) : ecchymose temporaire ou cicatrice définitive ?

Ainsi, la question de l'*hysteresis* de la cohorte reste entière et doit donner lieu à un test idoine. Une voie, négligée jusqu'à présent, est celle de l'analyse des résidus du modèle APCD. Si l'effet de cohorte est permanent, alors les résidus du modèle APCD – pour chaque cohorte – ne présentent pas de tendance selon l'âge. Au contraire, si un effet de cohorte repéré par APCD est en réalité transitoire, les résidus du modèle APCD mettront en évidence une compensation de l'effet avec le vieillissement sous la forme d'un coefficient de régression entre résidus et âge de signe opposé à celui de l'effet de cohorte. Deux exemples contrastés de ces configurations possibles sont fournis en Annexe 2.

Ainsi, à l'issue du modèle APCD, un test d'*hysteresis* cohorte est réalisé de cette façon : si γ_i^{apc} sont les résidus du modèle APCD, et si $rescale(a)$ est la transformée linéaire de l'âge rééchélonné de -1 à 1, alors – pour chaque cohorte c – la régression linéaire simple des résidus par l'âge rééchélonné $\gamma_i^{apc} = h_c rescale(a) + k_c$ permet de détecter les pentes h_c significativement différentes de zéro correspondant à une instabilité de l'effet de cohorte au long de son parcours de vie. Si tous les h_c sont nuls (non significativement différents de zéro), l'effet de cohorte repéré est stable. Lorsqu'il est de signe opposé au coefficient d'effet de cohorte γ_c correspondant, un coefficient h_c non nul signifie le déclin de l'effet de cohorte avec le vieillissement (on peut parler d'« effet compensatoire ») ; en revanche, un h_c non nul de même signe que son γ_c correspondant signifie au contraire l'existence d'« effets cumulatifs » au bout desquels l'effet de cohorte s'intensifie avec l'âge. Un effet de cohorte typique est caractérisé par sa spécificité et sa permanence, associées respectivement à un effet de cohorte γ_c significativement différent de zéro et à un h_c correspondant non significativement différent de zéro. Le

rééchelonnement de l'âge permet d'être plus précis encore : h_c égale - γ_c lorsque la compensation est totale, c'est-à-dire lorsqu'au bout du parcours de vie l'effet de cohorte est effacé. Symétriquement, h_c égale + γ_c lorsque l'effet émerge à partir de rien.

Données : Luxembourg income study et *Statistics on income and living conditions*

Les données mobilisées sont en premier lieu celles du Luxembourg income study, un centre international qui réalise depuis 1986 un travail continu d'harmonisation de microdonnées d'enquêtes sur les inégalités, souvent fondées sur des enquêtes de budget²⁰.

Nous utilisons les vagues II (autour de 1985) à VI (autour de 2005). Comme les données françaises de 2010 n'étaient pas encore disponibles à la date d'écriture de cet article (2013), contrairement à celles des États-Unis, accessibles plus d'un an auparavant, et de façon à poursuivre la comparaison sur une durée plus longue, deux extraits de l'enquête « *Statistics on income and living conditions* » (EU-SILC-Eurostat) 2005 et 2010 ont été constitués et harmonisés²¹ de telle sorte qu'ils s'intègrent à l'ensemble 1985-2005. Pour les États-Unis, la situation est plus simple : les données du LIS couvrent toute la période 1985-2010. L'unité d'observation est l'individu et nous avons pour variable dépendante le logarithme népérien du revenu disponible du ménage de l'individu, après impôts et transferts sociaux, exprimé en termes réels et par unité de consommation. L'échelle d'équivalence choisie ici est, comme c'est généralement le cas en comparaison internationale, la racine carrée du nombre d'individus dans le ménage²². Le passage au logarithme permet une interprétation simple des coefficients : dans les modèles + 0,1 signifiera un accroissement proche de 10 %. Les trois variables de temps sous forme de variable nominale : nous utilisons les années pleines. La variable de période ne présente pas d'ambiguïté. Un âge de 25 signifie l'appartenance au groupe des personnes de 25-29 ans. La cohorte notée 1945 correspond aux gens nés entre 1941 et 1945.

Nous incluons un jeu de variables de contrôle généralement retraduites sous une forme dichotomique. Le niveau d'éducation est celui harmonisé par le LIS : il s'agit du code ISCED, qui permet de distinguer les niveaux de diplômes situés en-deçà de la validation finale de l'enseignement secondaire, l'aboutissement du secondaire et les niveaux supérieurs. Le sexe de la personne, l'existence d'un

20. Près de 600 documents de travail, pour la plupart publiés depuis, sont accessibles sur le site du LIS : www.lisdatacenter.org.

21. En particulier, les profils par âge du revenu disponible par unité de consommation de LIS-2005 et de SILC-2005 sont semblables mais légèrement différents à 5 % près en plus ou en moins (dans un sens qui renforce la thèse de décalages générationnels croissants présentée ici). Par conséquent, les profils par groupe d'âge de SILC-2005 et 2010 ont été systématiquement

découplés de façon parallèle aux deux dates de manière à faire disparaître la rupture de série en 2005 entre la source LIS et SILC. Les résultats issus de la base de données LIS 1985-2005 et de celle ainsi complétée sont parfaitement semblables à ceci près que l'échantillon est plus large et donc les incertitudes statistiques plus faibles.

22. L'utilisation de l'échelle dite d'Oxford ne modifie quasiment pas les résultats : les divergences notées, lorsqu'elles existent, sont faibles, et ne sont jamais significatives.

conjoint dans le ménage, le nombre d'enfants nous servent de contrôle. Un indicateur simple de mesure d'une appartenance à une minorité éventuellement discriminée est introduit de façon différente dans chaque pays en raison des limitations des données du LIS : en France, nous utilisons le statut d'immigration, et aux États-Unis l'origine ethno-raciale (sous la forme dichotomique Afro-américain *versus* tous les autres cas).

Résultats : fluctuations générationnelles du revenu

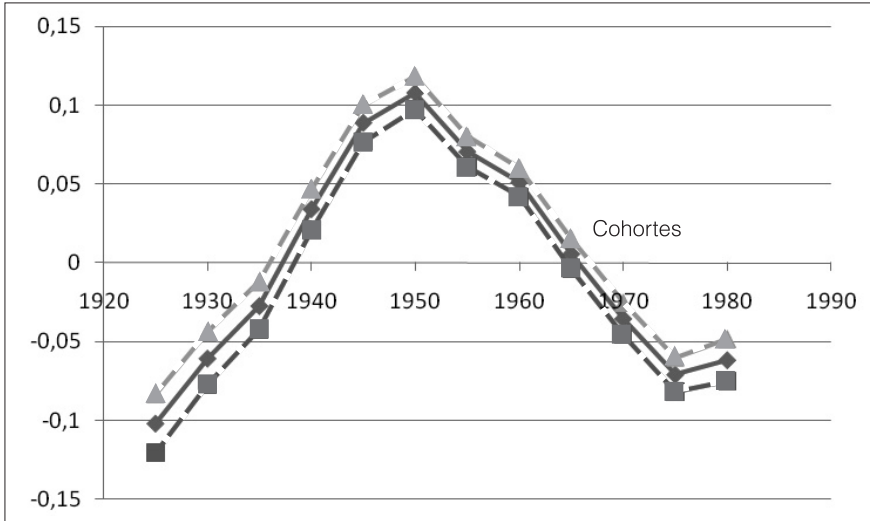
Dans le débat français sur l'existence ou non d'inégalités entre générations (ou de différences cohortales, spécifiques et permanentes, sur une échelle hiérarchique), ce type de modélisation APCD n'a pas été développé comme tel²³. L'approche descriptive a été généralement privilégiée, notamment parce que la taille des échantillons était généralement supposée telle que les incertitudes statistiques n'étaient pas un enjeu. Une autre raison plus pragmatique est que les données, notamment celles des années plus anciennes, sont souvent compilées dans des publications descriptives (Bonnet, 2010), ce qui réduit malheureusement les possibilités d'analyse, de contrôle par des variables appropriées, de comparaison d'hypothèses via des modèles spécifiés. L'apport en termes empiriques de ce travail consiste à revenir sur ces questions au travers du niveau de vie (revenu net après taxes et transferts par unité de consommation définie par la racine carrée du nombre d'individus dans le ménage). La source est ici celle des données françaises des enquêtes « Budget des ménages » (BDM) dans la version harmonisée par le LIS 1985-2005, et complétée par les *SILC* 2005-2010 pour la période la plus récente.

Il s'agit donc, nous l'avons vu, de modéliser le logarithme du niveau de vie relatif du ménage²⁴ selon un modèle APCD où nous considérons comme variables de contrôle : le sexe, la présence d'un conjoint dans le ménage, le nombre d'enfants, le niveau d'éducation et le statut d'immigration. L'information est recueillie pour les individus âgés de 25 à 64 ans ; le niveau de vie est celui du ménage auquel ils appartiennent, et les variables de contrôle relèvent de leurs caractéristiques personnelles.

23. Le travail de Lelièvre, Sautory et Pujol (2010) pourrait être vu comme une exception, mais la modélisation mise en œuvre ne permet pas de supprimer la tendance sur l'effet de cohorte. Les travaux plus anciens de Bodier (1999) et de Anguis, Cases et Surault (2002) connaissent les mêmes limites.

24. Avec cette variable, chaque année est caractérisée par une moyenne de zéro. Elle est symétrique, et ses valeurs fournissent les écarts relatifs à la moyenne annuelle, puisque + 0,1 signifie 10 % au-dessus de cette moyenne.

GRAPHIQUE 2. – *Coefficients de cohorte du modèle APCD avec contrôles (les pointillés représentent les intervalles de confiance à 95 %) – France*



Source : Calculs de l'auteur sur les données LIS 1985-2005, complétées par les SILC 2005-2010, France.
Note : + 0,107 (coefficient cohorte correspondant à la cohorte 1950) signifie que l'effet propre revient à un accroissement de 11,3 % par rapport à la tendance linéaire ($\exp(0,107) = 1,113$). Au même âge, en tenant compte des effets systématiques de la période et des caractéristiques de diplôme des populations concernées, les premiers-nés du *baby-boom* sont situés 20 points au-dessus des membres des cohortes extrêmes, 1920 et 1975.

L'analyse des variables de contrôle montre que, d'une façon attendue, toutes choses égales par ailleurs, avoir un partenaire augmente le niveau de vie du ménage, le diplôme a un rôle positif, les enfants réduisent au contraire le niveau de vie, tout comme le fait d'être immigré (un effet propre très significativement négatif de - 15,7 % sur le niveau de vie par rapport à la modalité de référence que sont les non-immigrés). Toutes choses égales par ailleurs, les cohortes nées autour de 1950 bénéficient en moyenne d'un niveau de vie 10 % supérieur à la tendance de long terme ; celles nées en 1930 ou en 1980 se situent entre 5 et 10 % en dessous de la tendance longue.

TABLEAU 1. – *Modèle APCD – Moindres carrés ordinaires du logarithme du niveau de vie – France avec contrôles*
(N = 97 422)

ldpi2	Coef.	Écart type de l'estimateur	z	P> z	[95 % Intervalle de confiance]	
coh_1925	-.1018034	.009514	-10.70	0.000	-.1204504	-.0831563
coh_1930	-.0606265	.0085834	-7.06	0.000	-.0774496	-.0438034
coh_1935	-.0273331	.0077685	-3.52	0.000	-.042559	-.0121071
coh_1940	.0340821	.0066812	5.10	0.000	.0209872	.04717
coh_1945	.0887502	.0060425	14.69	0.000	.076907	.1005933
coh_1950	.1077801	.0052686	20.46	0.000	.0974539	.1181063
coh_1955	.0704384	.0049306	14.29	0.000	.0607746	.0801023
coh_1960	.0510441	.0045609	11.19	0.000	.0421049	.0599833
coh_1965	.0056281	.0049128	1.15	0.252	-.0040008	.0152571
coh_1970	-.0354378	.0052351	-6.77	0.000	-.0456985	-.0251772
coh_1975	-.0708664	.0055842	-12.69	0.000	-.0818113	-.0599215
coh_1980	-.0616558	.0069056	-8.93	0.000	-.0751906	-.0481211
age_0025	-.0347537	.0045726	-7.60	0.000	-.0437159	-.0257915
age_0030	-.0082912	.0039822	-2.08	0.037	-.0160962	-.0004863
age_0035	.0001693	.0042276	0.04	0.968	-.0081167	.0084554
age_0040	.0165273	.0047023	3.51	0.000	.007311	.0257437
age_0045	.0461099	.0049492	9.32	0.000	.0364097	.0558101
age_0050	.0385124	.0053103	7.25	0.000	.0281043	.0489204
age_0055	.0018033	.0055066	0.33	0.743	-.0089894	.012596
age_0060	-.0511676	.0052086	-9.82	0.000	-.0613764	-.0409589
age_0065	-.0089097	.0052627	-1.69	0.090	-.0192244	.0014051
per_1985	.0057174	.0034293	1.67	0.095	-.0010038	.0124387
per_1990	-.0291279	.0042356	-6.88	0.000	-.0374294	-.0208263
per_1995	.0332604	.0038264	8.69	0.000	.0257609	.0407599
per_2000	.0052747	.0037348	1.41	0.158	-.0020454	.0125947
per_2005	-.0224062	.0030316	-7.39	0.000	-.0283481	-.0164643
per_2010	.0072816	.0029867	2.44	0.015	.0014278	.0131354
rescacoh	.2861026	.0097732	29.27	0.000	.2669475	.3052576
rescaage	.2098468	.0053972	38.88	0.000	.1992685	.2204251
Éduc : fin secondaire	.195641	.0040186	48.68	0.000	.1877646	.2035174
Éduc : supérieures	.543488	.0051327	105.89	0.000	.5334282	.5535479
Sexe : femme	-.0052077	.0034659	-1.50	0.133	-.0120008	.0015854
1 enfant	_.0622205	.0049442	-12.58	0.000	-.071911	-.05253
2 enfants	-.127051	.0054031	-23.51	0.000	-.1376408	-.164611
3 enfants	-.2028459	.0060531	-33.51	0.000	-.2147098	-.190982
Partenaire dans ménage	.2719677	.0050364	54.00	0.000	.2620965	.2818389
Immigré	-.1574035	.0065538	-24.02	0.000	-.1702487	-.0445583
_cons	9.505519	.0059005	1610.96	0.000	9.493954	9.517084

Source : Calculs de l'auteur sur les données LIS 1985-2005, complétées par les SILC 2005-2010, France.

Note : Delta BIC APCD - BIC AP = - 592 797.4.

L'amplitude des écarts nets, de près de 20 points de pourcentage, est du même ordre de grandeur que celle des inégalités salariales nettes entre hommes et femmes, lorsque le niveau d'éducation et le temps de travail sont contrôlés (England, Gornick et Shafer, 2012). Elle est aussi, comme nous le voyons dans cette régression, du même ordre de grandeur que l'écart entre immigrés et non-immigrés, voire au-delà. L'écart cohorte n'atteint pas l'intensité de celui qui existe entre classes sociales (un rapport de un à deux sur les salaires des ouvriers et des cadres, par exemple), ou bien entre niveaux de diplômes, mais il n'a rien de négligeable, sauf à affirmer que les inégalités entre femmes et hommes le sont aussi, tout comme celles entre immigrés et non-immigrés. L'existence de juniors riches et de seniors pauvres, de jeunes traders et de petites retraites n'invalide pas la tendance cohorte détectée ici. Ces fluctuations cohortes sont robustes puisque les différentes variantes réalisées convergent vers des résultats parfaitement semblables. Plus encore, lorsque l'on utilise le modèle APC-IE de Yang et ses collègues, nous trouvons les mêmes formes d'ensemble à ceci près que les coefficients APC-IE mettent en évidence une pente non nulle, négative. La supériorité du modèle APCD relève de deux points. D'une part, dans APC-IE, la tendance cohorte non nulle ne signifie rien de particulier et pourrait être vue comme parfaitement aléatoire, alors que dans APCD, parce que la pente nulle est la référence, nous savons que la divergence avec l'horizontale relève de spécificités cohortes. D'autre part, APCD autorise à conserver les résidus du modèle pour les soumettre à une analyse secondaire, ce qui permet de voir si, en vieillissant, l'effet de cohorte tend à s'accroître, à décroître ou bien à rester stable. En effet, pour l'instant (avant test d'*hysteresis*), nous ne savons pas si ces écarts entre cohortes sont transitoires ou durables. Des inégalités qui s'effaceraient dans le temps n'ont pas la même importance que des inégalités permanentes, qui ne se rattrapent pas.

Quid de la permanence de l'effet générationnel évalué par le test d'*hysteresis* cohorte ? Ce test consiste, pour chaque cohorte, en l'analyse de l'interaction entre l'âge et les résidus du modèle APCD :

- un coefficient de corrélation significativement différent de zéro et de signe opposé à l'effet de cohorte repéré par APCD irait avec un déclin de l'effet de cohorte au long du cycle de vie (effet de compensation),
- un coefficient de corrélation significativement différent de zéro et de même signe que l'effet de cohorte correspondant irait avec une intensification de l'effet de cohorte (avantages/désavantages cumulatifs),
- un coefficient non significativement différent de zéro signifierait une stabilité de l'effet de cohorte.

TABLEAU 2. – *Test d’hysteresis – France (modèle avec contrôles)*
(N = 90 960)
Résidu expliqué par l’interaction
(cohorte et parcours de vie)

	Coef.	Écart type de l’estimateur	t	P> t	[95 % Intervalle de confiance]	
1930	.005654	.0122584	0.46	0.645	-.0183723	.0296804
1935	-.0006961	.0113907	-0.06	0.951	-.0230216	.0216295
1940	-.0118595	.0104907	-1.13	0.258	-.0324211	.0087021
1945	-.0056761	.0104634	-0.54	0.587	-.0261843	.0148322
1950	.0138486	.0110144	1.26	0.209	-.0077395	.0354367
1955	.0334813	.0107639	3.11	0.002	.0123842	.0545784
1960	-.0081103	.008667	-0.94	0.349	-.0250976	.0088769
1965	-.0106989	.0091619	-1.17	0.243	-.028656	.0072583
1970	-.0023668	.0085125	-0.28	0.781	-.0190513	.0143177
1975	.0021646	.0080736	0.27	0.789	-.0136596	.0179889
_cons	-.0003065	.0025446	-0.12	0.904	-.0052938	.0046808

Source : Calculs de l’auteur sur les données LIS 1985-2005, complétées par les SILC 2005-2010, France.

Ce test nous permet de conclure que les effets de cohorte repérés ici sont stables dans le temps, et ne font donc pas l’objet d’une dynamique compensatoire. Nous repérons même ici un « effet Saint Matthieu » (un effet d’avantages cumulatifs) significatif au seuil de 2 pour mille : la cohorte 1955, au départ relativement mieux située que la moyenne, a bénéficié d’un progrès relatif, au long de sa trajectoire, significatif de l’ordre de 3 points.

Le temps ne fait donc rien à l’affaire : pour une cohorte, quand on est relativement appauvri à 25 ans, on le reste. Du point de vue du niveau de vie, la spécificité des cohortes nées autour de l’année 1950 consiste à bénéficier d’un revenu moyen situé 10 % au-dessus de la tendance, une fois contrôlés les effets du niveau d’éducation, des structures familiales, du statut d’immigration, du genre²⁵. Ce mieux-être des premiers-nés du *baby-boom* par rapport à leurs aînés et à leurs puînés correspond à une structure durable, robuste et remarquable de la société française (Chauvel, 2010a). Par contraste, les cohortes nées dans les années 1970 connaissent au même âge un niveau de vie situé 18 points de pourcentage en deçà de celui des premiers-nés du *baby-boom*, par rapport à la configuration où rien n’aurait changé du point de vue des équilibres de cohortes ; c’est là un écart en termes nets qui reste du même ordre de grandeur, nous l’avons vu, que celui opposant femmes et hommes dans l’emploi, immigrés et non-immigrés en termes de

25. Notons qu’ici, dans la modélisation du niveau de vie des ménages, l’effet du genre est nul en France, ou faiblement significatif aux États-Unis. Ce constat en apparence paradoxal vient de ce que nous avons le revenu du ménage où, femmes et hommes vivant ensemble, les inégalités de genre sont compensées. Le coefficient correspondant aux femmes peut être significativement négatif si les mères de familles monoparentales, en nombre suffisamment important, ont des revenus inférieurs à ceux des hommes célibataires.

niveau de vie. Même si les inégalités générationnelles sont moins centrales dans la littérature sociologique que celles subies par les immigrés, l'ordre de grandeur des écarts est semblable, un peu comme si, par rapport à la génération de leurs parents, les cohortes nées autour des années 1970 arrivaient dans un pays qui n'était pas le leur. Comme le montre le test d'*hysteresis*, cette structure est permanente, voire renforcée, pour la cohorte 1955.

Comparaison : la France au miroir des États-Unis

Une rapide comparaison permet de saisir que le cas français ne reflète pas le cas général, s'il existe : les États-Unis présentent un profil original et différent de dynamique cohortale, mais aussi d'*hysteresis*. Considérer le cas américain est approprié pour comprendre, par contraste, le cas de la France. La crise américaine de la fin des années 1960 étant plus précoce que le grand ralentissement économique français, il faut s'attendre à des fluctuations plus précoces dans le temps des générations. Par ailleurs, l'emploi de statut public ou protégé n'a jamais eu la même extension, et même si la crise qui s'étend jusque dans les années 1980 fut d'une réelle dureté aux États-Unis, l'alternance entre des générations d'adultes protégés et de jeunes devant faire face à un chômage de masse durable n'est pas aussi claire en Amérique du Nord. Il est donc possible d'anticiper des fluctuations plus faibles aux États-Unis qu'en France. Enfin, pour des raisons similaires, la plus grande flexibilité du marché du travail américain est vraisemblablement propice à un rattrapage des générations de jeunes précocement mis en difficultés (et respectivement, à plus de difficultés relatives pour les personnes disposant d'une plus grande seniorité), alors que l'*hysteresis* des statuts de génération pourrait bien être une caractéristique française.

Nous suivons exactement la même méthodologie que pour la France à ceci près que nous remplaçons le statut d'immigration par une variable d'ethnicité telle qu'elle est établie par la statistique officielle américaine, réduite à la différence entre « blanc non hispanique » (1) *versus* tous les autres cas (0) puisque c'est ce dont nous disposons dans la première enquête « *Current population survey* » 1986 des données LIS. L'autre différence est que nous introduisons l'année 2010 pour les États-Unis, l'enquête étant maintenant disponible et harmonisée par le LIS²⁶.

Aux États-Unis, les variables de contrôle mettent en évidence des effets semblables au cas français, à ceci près qu'en termes de niveau de vie les diplômes américains sont plus profitables (en moyenne, mais la variance au sein de chaque groupe est plus forte), comme le fait d'avoir un conjoint, alors que l'enfant est plus coûteux, tout comme le fait d'être une femme. Le fait d'être blanc non hispanique aux États-Unis correspond aux mêmes écarts que celui d'être non immigré en France, les différences n'étant pas significatives.

26. Le LIS n'a pu harmoniser les données françaises de 2005 qu'en 2012, faute d'avoir pu en disposer plus tôt ; ce retard de transmission est dommageable car, faute de données aussi fraîches que pour les autres pays, les recherches internationales excluent plus souvent la France des travaux comparatifs (Pressman, 2010).

TABLEAU 3. – Modèle APCD – Moindres carrés ordinaires du logarithme du niveau de vie, France et États-Unis, sans (I) puis avec contrôles (II)

	France I	France II	États-Unis I	États-Unis II
coh_1925	-0.0747*** (0.00996)	-0.102*** (0.00951)	-0.00858 (0.00931)	0.0336*** (0.00850)
coh_1930	-0.0506*** (0.00902)	-0.0606*** (0.00858)	-0.0214* (0.00833)	0.00668 (0.00761)
coh_1935	-0.0341*** (0.00818)	-0.0273*** (0.00777)	-0.0215** (0.00717)	-0.00584 (0.00643)
coh_1940	0.0211** (0.00717)	0.0341*** (0.00668)	-0.00411 (0.00635)	-0.00742 (0.00586)
coh_1945	0.0881*** (0.00654)	0.0888*** (0.00604)	0.0395*** (0.00513)	0.00736 (0.00458)
coh_1950	0.106*** (0.00568)	0.108*** (0.00527)	0.0405*** (0.00484)	-0.0105* (0.00439)
coh_1955	0.0568*** (0.00536)	0.0704*** (0.00493)	0.0169*** (0.00429)	-0.0232*** (0.00381)
coh_1960	0.0246*** (0.00493)	0.0510*** (0.00456)	-0.0100** (0.00386)	-0.0334*** (0.00344)
coh_1965	-0.0144** (0.00532)	0.00563 (0.00491)	-0.00789* (0.00345)	-0.0239*** (0.00314)
coh_1970	-0.0432*** (0.00564)	-0.0354*** (0.00524)	-0.00356 (0.00390)	-0.0108** (0.00354)
coh_1975	-0.0372*** (0.00614)	-0.0709*** (0.00558)	0.00135 (0.00456)	0.0296*** (0.00410)
coh_1980	-0.0420*** (0.00720)	-0.0617*** (0.00691)	-0.0212*** (0.00526)	0.0378*** (0.00476)
age_0025	0.00336 (0.00446)	-0.0348*** (0.00457)	-0.0591*** (0.00362)	-0.106*** (0.00344)
age_0030	-0.0120** (0.00432)	-0.00829* (0.00398)	-0.0466*** (0.00333)	-0.0504*** (0.00298)
age_0035	-0.0248*** (0.00451)	0.000169 (0.00423)	-0.0200*** (0.00357)	0.0177*** (0.00326)
age_0040	-0.00998* (0.00496)	0.0165*** (0.00470)	0.0346*** (0.00361)	0.0724*** (0.00326)
age_0045	0.0340*** (0.00532)	0.0461*** (0.00495)	0.0851*** (0.00403)	0.103*** (0.00374)
age_0050	0.0433*** (0.00580)	0.0385*** (0.00531)	0.110*** (0.00433)	0.102*** (0.00388)
age_0055	0.0138* (0.00590)	0.00180 (0.00551)	0.0569*** (0.00468)	0.0356*** (0.00424)
age_0060	-0.0379*** (0.00556)	-0.0512*** (0.00521)	-0.0382*** (0.00447)	-0.0560*** (0.00409)
age_0065	-0.00982 (0.00562)	-0.00891 (0.00526)	-0.123*** (0.00458)	-0.118*** (0.00416)
per_1985	-0.000227 (0.00360)	0.00572 (0.00343)	-0.00858** (0.00331)	-0.000741 (0.00301)

Spécificité et permanence des effets de cohorte

TABLEAU 3. – Suite

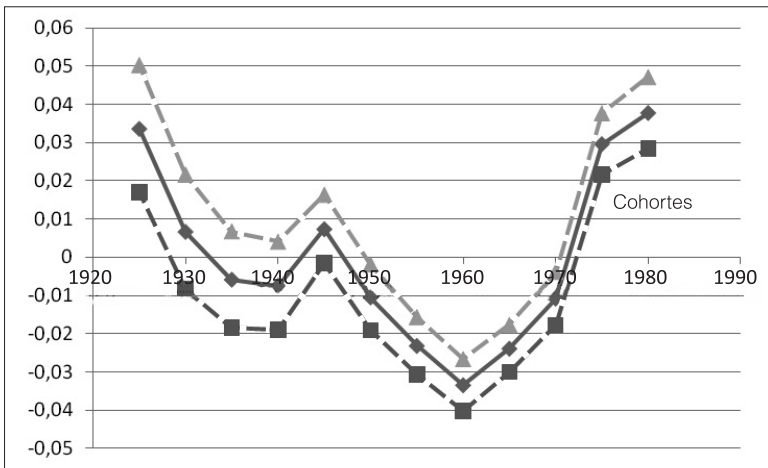
	France I	France II	États-Unis I	États-Unis II
per_1990	-0.026*** (0.00442)	-0.0291*** (0.00424)	-0.00487 (0.00316)	-0.0163*** (0.00287)
per_1995	0.0379*** (0.00412)	0.0333*** (0.00383)	-0.0347*** (0.00302)	-0.0406*** (0.00277)
per_2000	0.0153*** (0.00416)	0.00527 (0.00373)	0.0691*** (0.00295)	0.0763*** (0.00266)
per_2005	-0.0391*** (0.00333)	-0.0224*** (0.00303)	0.0283*** (0.00252)	0.0382*** (0.00227)
per_2010	0.0121*** (0.00327)	0.00728* (0.00299)	-0.0492*** (0.00236)	-0.0568*** (0.00213)
rescacoh	0.450*** (0.0100)	0.286*** (0.00977)	0.364*** (0.00902)	0.280*** (0.00825)
rescaage	0.230*** (0.00547)	0.210*** (0.00540)	0.219*** (0.00469)	0.159*** (0.00441)
Éduc : fin secondaire		0.196*** (0.00402)		0.387*** (0.00441)
Éduc : supérieures		0.543*** (0.00513)		0.766*** (0.00455)
Sexe : femme		-0.00521 (0.00347)		-0.0494*** (0.00260)
1 enfant		-0.0622*** (0.00494)		-0.0862*** (0.00353)
2 enfants		-0.127*** (0.00540)		-0.193*** (0.00365)
3 enfants		-0.203*** (0.00605)		-0.358*** (0.00449)
Partenaire dans ménage		0.272*** (0.00504)		0.362*** (0.00342)
Immigré ou Afro-Américain		-0.157*** (0.00655)		-0.169*** (0.00310)
Constante	9.822*** (0.00225)	9.506*** (0.00590)	10.27*** (0.00186)	9.717*** (0.00535)
N	101 530	97 422	465 783	445 518
BIC	1 806 940 978	1 695 738 580	7 617 566 100	7 028 198 398
Delta BIC		-111 202 398		-589 367 702

Source : Calculs de l'auteur sur les données LIS 1985-2010, complétées par les SILC 2005-2010, France/États-Unis.

Note : Les coefficients figurent avec les erreurs types correspondantes ; les étoiles signalent les degrés de significativité statistique : * 5 %, ** 1 %, *** 1 %.

D'une façon attendue, les effets de cohorte existent aux États-Unis mais sont plus faibles qu'en France : la « génération X », née à partir de la fin des années 1950, qui n'a certes pas connu la guerre du Vietnam mais qui a surtout subi une entrée dans la vie adulte dans le contexte dépressif des années 1970 et 1980, est marquée par un déclin du niveau de vie relatif. Les générations nées à partir des années 1975 connaissent en revanche une embellie : ce sont celles qui commencent leur vie professionnelle dans l'accélération économique des années Clinton. Il reste que ces effets, significativement différents de zéro²⁷, n'ont pas l'ampleur des fluctuations françaises.

GRAPHIQUE 3. – *Coefficients de cohorte du modèle APCD avec contrôles (les pointillés représentent les intervalles de confiance à 95 %) États-Unis*



Source : Calculs de l'auteur sur les données LIS 1985-2010 États-Unis.

L'autre différence avec la France relève de ce que ces effets cohorteux ne sont pas définitifs dans la vie des cohortes américaines. Le test d'*hysteresis* montre que les cohortes nées dans la décennie 1950 ont significativement amélioré leur sort en moyenne sur leur cycle de vie : elles finissent relativement mieux qu'elles n'avaient débuté. Ce test d'*hysteresis* permet ainsi de voir la différence entre la France, où les effets de cohorte sont forts et stables, et les États-Unis, où ces effets sont faibles et parfois flexibles. En l'occurrence, le test d'*hysteresis* signifie que la cohorte 1940 a débuté significativement mieux qu'elle n'a fini par rapport à la tendance moyenne de la cohorte calculée par APCD, alors que la cohorte 1950 a connu une dynamique inverse. Il reste que les générations américaines nées dans les années 1960 ne rattrapent pas leur mauvais départ.

27. Les échantillons américains sont par ailleurs six fois plus grands que les français ; d'où une plus importante significativité des coefficients.

TABLEAU 4. – *Test d'hysteresis – États-Unis*
 (N = 412 398)
Interaction résidu cohorte

	Coef.	Écart type de l'estimateur	t	P> t	[95 % Intervalle de confiance]	
1930	.0001806	.0096939	0.02	0.985	-.0188192	.0191805
1935	-.0104098	.0088127	-1.18	0.238	-.0276824	.0068628
1940	-.0243727	.0084975	-2.87	0.004	-.0410275	-.0077178
1945	.0109209	.0078694	1.39	0.165	-.0045029	.0263448
1950	.0289778	.0099423	2.91	0.004	.0094912	.0484645
1955	.0160561	.009087	1.77	0.077	-.0017542	.0338663
1960	-.005902	.0074006	-0.80	0.425	-.020407	.0086029
1965	-.0041239	.0057162	-0.72	0.471	-.0153275	.0070796
1970	.0051725	.0062271	0.83	0.406	-.0070324	.0173775
1975	-.007635	.0063635	-1.20	0.230	-.0201073	.0048373
_cons	-.00013	.001982	-0.07	0.948	-.0040147	.0037547

Source : Calculs de l'auteur sur les données LIS 1985-2010 États-Unis.

Une comparaison rapide des *welfare regimes* français et américain permet de saisir ces différences de fond : la société française est une société de statuts marquée par la préférence des individus et des familles pour la conquête précoce d'une position définitive, pour une « place » protégée ; Cécile Van de Velde évoque ainsi une « pression sociale » (2008, p. 113) poussant les jeunes à trouver rapidement après leur diplôme une position dans un contexte où ils ressentent une « absence de droit à l'erreur ». La stabilisation précoce d'une carrière et d'un statut social offrant visibilité de long terme et protection contre les aléas de l'existence fait partie des objectifs centraux des acteurs sociaux, alors que les jeunes d'autres sociétés peuvent privilégier la diversité des expériences et la découverte de soi.

Nous retrouvons ces idées dans les comparaisons internationales de fonctionnement du marché du travail : le monde américain, nettement moins régulé, plus fluide entre secteurs économiques, entre états géographiques, et entre employeurs, est marqué par des épisodes d'emplois presque moitié plus courts qu'en France (Auer et Cases, 2002, p. 25), avec 11,1 ans pour la séniorité moyenne dans l'emploi en France, contre 6,6 ans aux États-Unis. La France est plus proche d'un modèle de carrières stabilisées (Lazear, 1979) où la fidélité des travailleurs est obtenue au travers d'une protection forte contre les aléas sociaux. Dans sa critique des travaux de Boyer (2004), qui affirme la moindre capacité du modèle libéral à répondre au chômage, Schröder (2013) montre que les modèles plus régulés dont la France est un exemple central ne parviennent guère à retrouver un équilibre une fois passée une crise. La réaction de l'emploi et des salaires américains aux chocs de conjoncture est plus forte qu'en France (OECD, 2010) ; ils se rétablissent aussi rapidement après les crises, et si les jeunes générations américaines peuvent faire l'expérience du chômage, elles rattrapent la tendance ensuite.

Cette fluidité américaine est plus propice à une mise à l'essai par les entreprises de jeunes travailleurs souvent pauvres, mais moins marqués par le chômage de masse durable à l'entrée dans la vie, et surtout susceptibles de trouver une trajectoire ascendante, même si elle est tout à la fois plus aléatoire et en moyenne moins défavorable que dans le cas français. Les États-Unis demeurent un monde d'inégalités intracohortes renforcées, mais on ne note pas, du point de vue générationnel, de décote permanente de l'ordre de 20 % en moyenne entre la génération née en 1950 et celle de ses enfants nés après 1970.

L'argument du progrès absolu au long terme et celui de l'hétérogénéité intracohorte

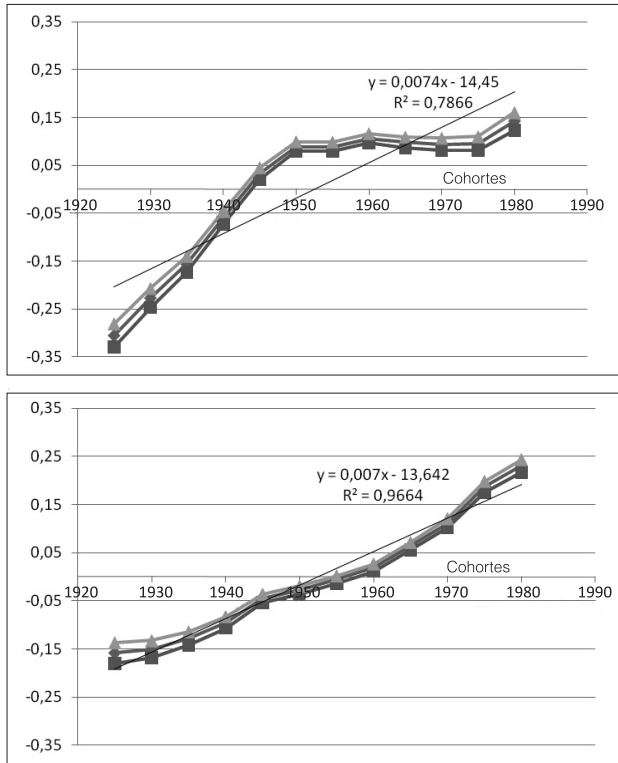
En introduction, nous avons vu qu'au-delà de l'argument de l'impermanence de l'effet de cohorte – que nous avons rejeté d'un point de vue empirique – deux autres critiques sont fréquemment opposées à la lecture générationnelle des transformations de la société française. D'une part, les jeunes bénéficieraient au long terme du mieux-être lié à l'enrichissement séculaire (2 % dans la vision de Cohen, 1994) : l'appauvrissement des jeunes ne serait que relatif, et non pas absolu. D'autre part, il y aurait un partage inégal (intracohorte) de l'inégalité intercohorte, les catégories les plus fragiles au sein des nouvelles générations portant l'essentiel du fardeau du ralentissement générationnel.

Sur le premier point, une analyse de l'argument selon lequel l'appauvrissement des jeunes n'est que relatif à quelque chose de choquant aux oreilles des spécialistes européens du *welfare* : même si leur appauvrissement n'est que relatif (à la moyenne par exemple), l'écart (quant à lui absolu) grandissant entre les groupes en difficultés et le reste de la population est un problème de fond des sociétés développées. La généralisation en France d'une vision absolue de la pauvreté sur les trente dernières années, et les conséquences qu'auraient porté un tel regard sur les politiques sociales où le soutien au revenu des plus modestes aurait été confiné au seul maintien du niveau de vie absolu, aurait conduit à une situation sociale autrement plus difficile que celle que nous connaissons²⁸. D'un point de vue strictement empirique, une façon d'évaluer cet argument du progrès de long terme consiste à analyser le niveau de vie non pas sur une base relative (à la moyenne de l'année), mais en termes réels, c'est-à-dire en contrôlant le seul indice des prix (et du changement de monnaie franc-euro).

Une façon d'en objectiver le constat consiste à modifier le modèle APCD de telle sorte que, plutôt que d'absorber la tendance longue par des variables de calage, la solution est de ne pas contraindre les coefficients de cohorte à se conformer à une pente nulle et à supprimer *rescale(c)* du modèle. Celui-ci ne permet plus alors de tester l'*hysteresis* de l'effet de cohorte, mais il permet de voir comment, pour un âge donné, les cohortes s'enrichissent en termes réels par rapport aux précédentes ou non, et ce après contrôle par les variables usuelles. La comparaison entre la France et les États-Unis est enrichissante ici encore et permet de saisir le contraste générationnel des deux pays (Graphiques 4a et 4b).

28. En réalité, cette situation-là prévaut aux États-Unis, où une cible de maintien du niveau de vie absolu des pauvres a conduit à une expansion considérable des écarts entre les plus pauvres et les plus riches.

GRAPHIQUES 4a-4b. – *Logarithme du coefficient de cohorte du modèle non détendancialisé en France et aux États-Unis selon la cohorte*



Source : Calculs de l'auteur sur les données LIS 1985-2010, complétées par les SILC 2005-2010, France/États-Unis.

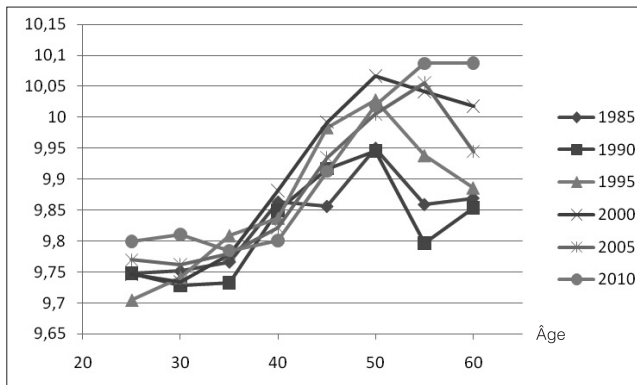
Note : Les valeurs représentent la croissance du logarithme du niveau de vie des cohortes, nettes de l'effet de l'âge et des variables de contrôle. Les cohortes françaises nées de 1950 à 1975 ont connu le même niveau de vie au même âge, situé 10 % au-dessus de la moyenne de toutes les cohortes.

La comparaison permet de saisir que, dans les deux pays, la pente de long terme est proche (0,74 % pour la France et 0,70 % pour les États-Unis), mais les profils nettement différents. Une forte rupture de pente apparaît en France (la croissance est pour l'essentiel absorbée par les cohortes nées avant 1950) et une plus grande continuité est observable aux États-Unis, avec sur la fin de la période une légère accélération du niveau de vie réel moyen des cohortes plus récentes. La très forte rupture de tendance en France signifie que si les anciennes cohortes ont été marquées par une croissance de près de 1,5 % par an par rapport aux précédentes entre 1925 et 1950, les plus récentes, nées depuis 1950, sont en stagnation. La France et les États-Unis ont connu des phases de croissance plus rapides et des plus lentes, mais le grand contraste se situe dans le partage générationnel de la crise, où le bien-être relatif saisissant des premiers-nés du *baby-boom* contraste évidemment avec la stagnation nette en termes réels des cohortes d'adultes de moins de 50 ans aujourd'hui. La reprise de la cohorte née en 1980 correspond à

une pente bien inférieure à celle des générations entrées dans le monde du travail au temps des Trente Glorieuses, et nous devons nous interroger sur les séquelles de long terme des crises de 2008 et de 2013 sur leur trajectoire. Le déclin relatif des jeunes générations françaises nées de 1960 à 1975 ou plus est aussi une stagnation absolue dans un contexte où les seniors ont nettement progressé.

Il est possible d'argumenter que la situation américaine de rapide expansion pour les générations récentes n'est pas si bonne, cette croissance moyenne entre cohortes cachant des inégalités renforcées au sein des nouvelles cohortes. La chose est vraie mais il reste que la France est spécifique d'une stagnation moyenne des classes d'âge de moins de 50 ans.

GRAPHIQUE 5. – *Logarithme du niveau de vie absolu des titulaires du baccalauréat (0 = log de la moyenne de l'année) par classe d'âge (population de niveau d'éducation moyen, soit ISCED = 3 ou 4) France*



Source : Calculs de l'auteur sur les données LIS 1985-2010, complétées par les SILC 2005-2010, France.

Un argument fréquemment brandi en France est que ces difficultés des nouvelles générations se concentrent avant tout sur les populations les plus fragiles. Les moins diplômés entraîneraient la moyenne vers le bas alors que les autres, notamment les bacheliers, iraient bien. Ce dernier argument est celui de l'hétérogénéité intracohorte. Différents observateurs, on l'a vu, tendent à attribuer, généralement sans démonstration, le phénomène aux « plus fragiles », aux « publics les plus en difficultés » ou aux « moins qualifiés », alors que les autres seraient indemnes. La thèse présentée ici est que, tout au contraire, le problème générationnel concerne la cohorte en général : lorsque les mieux diplômés peinent, les sans-diplômes n'ont guère d'espoir de progression²⁹.

29. Il ne s'agit pas là d'un rapport de causalité, mais des conséquences parallèles sur plusieurs segments de la jeunesse d'inégalités entre générations, qui ont une part d'autonomie par rapport aux inégalités sociales traditionnelles en termes de classes ou de hiérarchie sociale.

En réalité (Graphique 5), les niveaux intermédiaires d'éducation connaissent la même redistribution des niveaux de vie par classe d'âge. En 1985, les bacheliers de plus de 55 ans étaient situés 15 points au-dessus des bacheliers de moins de 40 ans. En 2010, le niveau de vie des bacheliers jeunes a progressé de 5 % en vingt-cinq ans. Pour les plus de 55 ans, les personnes de ce même niveau de diplôme ont connu une progression de 22 %.

Pour avoir recours à une modélisation plus poussée permettant de comparer le destin des différents niveaux de diplôme, il faut réfléchir en termes d'interactions. L'argument antigénérationnel pose l'idée d'une interaction entre cohorte et diplôme³⁰, alors que je fais ici l'hypothèse que cette interaction est en première instance négligeable, le phénomène générationnel étant général, même s'il peut se réaliser différemment, avec une intensité et des modalités variables, dans différents secteurs de la société. Le modèle APCD et les données constituées permettent de tester ces hypothèses opposées, grâce à l'introduction d'une interaction appropriée entre une variable linéaire de cohorte et le niveau de diplôme.

TABLEAU 5. – *Modèle APCD - Moindres carrés ordinaires du logarithme du niveau de vie en France avec interaction entre le niveau d'éducation et la variable linéaire de cohorte standardisée*
(N = 97 422)

ldpi2	Coef.	Écart type de l'estimateur	z	P> z	[95 % Intervalle de confiance]	
(...)						
trendedu2	-.047258	.0076123	-6.21	0.000	-.0621779	-.0323381
trendedu3	-.086848	.0104602	-8.30	0.000	-.1073496	-.0663465
(...)						

Source : Calculs de l'auteur sur les données LIS 1985-2010, complétées par les SILC 2005-2010, France.
Note : Dans le modèle APCD, deux variables de tendance standardisée de la cohorte (*trend*) sont introduites, *trendedu2* (pour la tendance correspondant au baccalauréat), *trendedu3* pour celle des diplômés du supérieur.

Le résultat de ce modèle est clair : l'interaction est très significative, mais dans le sens inverse de celui attendu par les tenants de l'argument de l'hétérogénéité intracohorte à la défaveur des moins diplômés (Tableau 5). Les plus diplômés (ISCED 5/6) des nouvelles générations ont eu tendance à subir plus fortement la baisse du niveau de vie que les moins diplômés : la tendance cohortale étant standardisée, ce sont plus de 20 points que les plus diplômés des cohortes les plus jeunes ont perdu par rapport à la tendance des moins diplômés. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que les politiques sociales françaises de minima universels sont bien évidemment à l'avantage relatif des segments les plus fragiles (qui sont soutenus) qu'à ceux situés au-dessus. En la matière, le diplômé en cours de déclassement dispose de peu de protection. Dans le débat sur le déclassement, ces

30. Dans le sens d'un écart croissant de niveau de vie entre non-diplômés, victimes du changement, et diplômés qui seraient indemnes.

résultats tranchent en faveur des arguments de Camille Peugny (2009) contre ceux de Dominique Goux et Éric Maurin (2012)³¹. L'histoire des vingt-cinq dernières années n'est pas celle du détachement par le haut des conditions de vie des diplômés. Les dynamiques ont été négatives pour l'ensemble des jeunes, et plus encore à la défaveur relative des diplômés.

Une fois encore, nous retrouvons cet ensemble de résultats stables et robustes depuis quinze ans qu'ils ont été élaborés (Chauvel, 2010a) : 1) jusqu'à présent, l'écart entre seniors et juniors s'est accru au déficit des derniers arrivés ; 2) le handicap à l'entrée dans la vie adulte est permanent (il n'y a pas rattrapage) ; 3) contrairement à certaines affirmations, le phénomène est tangible jusqu'au milieu même de la société française, au niveau de la médiane, parmi les bacheliers, mais aussi parmi les professions intermédiaires, voire au-dessus, et n'est pas confiné aux « moins aisés », « moins qualifiés », « moins diplômés » car le diplôme, pour reprendre la locution d'Antoine Prost, est une condition de plus en plus nécessaire de la réussite, et en même temps de moins en moins suffisante. Ce problème de développement de la société française n'est pas endigué aux confins du système de la stratification sociale, dans les périphéries qui souffrent, mais pénètre jusqu'à son centre.

Il se peut que la solidarité familiale à la française compense en partie ces écarts entre générations familiales³², mais en creusant les écarts intragénérationnels entre les bénéficiaires et les autres. Si les inégalités de revenus en France sont moindres et plus stables que dans de nombreux pays voisins, le sort problématique réservé aux nouvelles générations ne représente pas simplement le sacrifice d'une catégorie socio-démographique (les jeunes), il est aussi un handicap d'avenir puisque, comme nous l'avons vu, l'effet de cicatrice étant permanent, les jeunes dévalorisés seront ensuite des adultes en difficultés, puis des retraités appauvris qui ne pourront soutenir à leur tour leurs enfants. Avec la dynamique générationnelle, la question est moins celle d'un groupe que de l'avenir de la société. Cette dynamique permet de comprendre comment des progrès moyens, tirés vers le haut par les seniors d'aujourd'hui, pourraient bien échapper à leurs successeurs, faute de transmission sociale intergénérationnelle. La compensation par la solidarité familiale n'est pas une solution durable aux problèmes d'emploi et de support de l'État-providence que subissent les nouvelles générations.

Ainsi, il semble que de nombreux observateurs de la société française ont sous-estimé les conséquences néfastes et durables de la nature du régime français de *welfare* qui, pour assurer la protection des travailleurs disposant d'une certaine ancienneté, pousse à reporter sur les jeunes (comme sur d'autres groupes fragiles),

31. L'introduction d'une interaction entre le carré de la cohorte et le niveau d'éducation, destinée à repérer des effets non linéaires sur la cohorte, n'apporte rien.

32. On ne compte pas les publications qui font état de cette solidarité familiale pour tenter d'invalider l'idée de tensions entre les générations sociales (Arber et Attias-Donfut, 2000). Ce « mythe du conflit des générations » doit être bien effrayant pour toujours éviter d'en mesurer ainsi l'existence. En réalité, cette littérature familialiste peine à faire la différence

entre transmission familiale des ressources économiques et transmission sociale d'un pacte intergénérationnel de progrès. La pacification apparente des relations familiales pourrait ainsi dissimuler l'incapacité à transmettre aux nouvelles générations les ressources sociales dont les seniors avaient bénéficié au temps de leur propre jeunesse : plein emploi, progrès salarial, bas coût du logement, promesse tenue de droits sociaux étendus, extension du travail fier jusque dans les couches populaires.

et peut-être à concentrer plus qu'ailleurs sur ces personnes, le coût de l'ajustement et de la crise : cette configuration pourrait avoir pour conséquence d'inscrire dans le long terme les difficultés des jeunes générations faisant face à une crise, les conduisant à rater leur entrée dans la vie avec des séquelles irréversibles. Des difficultés qui sont ailleurs conjoncturelles deviennent en France permanentes et spécifiques à la cohorte. D'une certaine façon, ce qui relie jeunes, femmes et immigrés est le fait de représenter une concurrence menaçante pour les *insiders* déjà en emploi dans les années 1970, un avenir qu'il faudrait repousser. Chacun de ces groupes sociaux doit payer une moyenne de 15 à 20 % de son revenu son ticket d'entrée dans la vie sociale.

*
* *

Inégalités générationnelles et déni

Si la méthode APCD représente une clarification conceptuelle et technique fondée sur la spécificité, autrement dit la non-linéarité de l'effet de cohorte, le test d'*hysteresis* qui l'accompagne ici est une innovation inédite. Cet ensemble de méthodes permet ainsi d'améliorer le diagnostic en termes d'inégalités de générations en montrant tout à la fois les spécificités de certaines cohortes et surtout leur permanence. Ainsi, pour le cas du niveau de vie en France, il n'est plus possible de dire que les inégalités de générations sont résiduelles (elles ne le sont pas plus que les inégalités de genre ou celles entre immigrés et autochtones) ni qu'avec le temps elles s'amélioreront spontanément par rattrapage, ni que la croissance générale apportera une solution, ni non plus qu'elles ne concernent que les plus modestes.

Les écarts de niveau de vie ainsi mesurés sont significatifs, substantiels et durables : on l'a dit, le temps ne fait rien à l'affaire, une génération privilégiée à 30 ans le reste. Telle a été jusqu'à présent la dynamique générationnelle en France. Les jeunes français qui, voilà trente ans, ont rencontré le chômage de masse à la sortie de l'école ou de l'université ne se contentent pas d'avoir raté leur entrée dans la vie, ils en paient encore aujourd'hui les conséquences. Chaque cohorte qui a suivi a prolongé la pente dans le sens de la descente. La comparaison avec les États-Unis montre que la dynamique générationnelle française est particulièrement forte et durable, ce qu'une analyse du fonctionnement comparé des *welfare regimes* permet de saisir. D'un point de vue interprétatif et pragmatique, en termes de politique sociale, ce travail souligne le handicap français dans ses possibilités d'intégration des jeunes et de progression du niveau de vie des adultes qu'ils seront. C'est ici que l'on saisit tout l'intérêt de l'analyse générationnelle en matière de sociologie des inégalités sociales et de la stratification. Il ne s'agit pas simplement d'un élargissement du répertoire des inégalités, mais surtout d'un outil particulièrement productif de l'analyse du changement social. Contrairement aux soupçons convenus selon lesquels l'analyse générationnelle voudrait remplacer les inégalités de classes par des inégalités entre jeunes et vieux, cet outil permet de mieux comprendre l'interaction entre temps des générations et dynamique des inégalités.

Chacun des éléments de la recherche générationnelle et de ses résultats présentés ici laisse envisager des progressions ultérieures. Tout d'abord, l'amélioration de la technologie APCD et test d'*hysteresis* est possible en faisant usage d'un modèle plus parcimonieux permettant un diagnostic global, en un seul paramètre, du degré auquel les fluctuations cohortales se réduisent dans le temps. Ensuite, ce travail est consacré au seul niveau de vie (qui reste une dimension centrale des inégalités économiques), mais une analyse systématisée des dimensions des inégalités, des différenciations socioculturelles et politiques reste à faire à l'aide de ces méthodes nouvelles : salaires, droits sociaux, transmissions familiales, patrimoines, logement, accès à la représentation politique, etc. Du point de vue de la comparaison, il reste à élargir et à systématiser la présente ébauche franco-américaine, de façon à comprendre comment des *welfare regimes* variés ont pu donner lieu à des réponses générationnelles si différentes, voire divergentes, et pourquoi. Mais, après cette étape, c'est peut-être en termes de politiques sociales et de débat que les prolongements sont nécessaires et urgents.

Au terme de ce diagnostic, ces « écarts cohortaux » de niveau de vie permettent en effet maintenant de parler sans imprudence d'inégalités de générations. Spécifiques et permanentes, ces inégalités sont susceptibles de distinguer non plus simplement des « cohortes de naissance », mais les contours de véritables « générations sociales » distinctes, porteuses de contextes générationnels contrastés, d'identités, sinon d'intérêts opposés, de mobilisations peut-être et d'immobilisation sociale³³ concomitantes, et d'inégalités spécifiques qui ne se réduisent pas à des inégalités de classes mais leur sont bien complémentaires. Cette analyse des inégalités générationnelles est dérangeante pour une lecture simple des inégalités verticales de classes, car elle révèle aussi un temps et des inégalités plus obliques, en relation avec les cohortes et les générations sociales. Cette complexification dérange ceux qui aimeraient que les réalités soient simples. Il y aurait là le péril d'interprétations en termes de « domination générationnelle », voire d'« injustice entre générations », sinon d'« exploitation générationnelle ». Il serait dangereux de s'interroger sur l'existence de bénéficiaires systématiques de la dissymétrie générationnelle, capables de renforcer à leur avantage les positions acquises par une assise économique et politique renforcée, et par l'organisation du déni de cette réalité.

Pourtant, le fait social générationnel présenté ici en termes de niveau de vie n'est pas isolé. L'emploi (Koubi, 2003), la mobilité sociale et le déclassement (Peugny, 2009), la valeur des diplômes (Chauvel, 2010b), le renouvellement du groupe social des enseignants (Farges, 2011), le logement (Bugeja, 2009 ; Bugeja-Bloch, 2013), le patrimoine, les départs en vacances, la représentation politique ou le suicide (Chauvel, 2010a) sont autant de domaines où, à l'évidence, il se passe quelque chose de générationnel, en France en particulier, où les premiers-nés du *baby-boom* ont bénéficié tout au long de leur vie d'un rythme de progrès qui s'étouffe pour leurs successeurs, sans rattrapage. Passer du fait social de la stabilité de l'inégalité générationnelle à une interprétation en termes d'intentionnalité est périlleux, mais le fait social que les générations économiquement dominantes le sont aussi, politiquement, par leur poids numérique double des

33. Certaines cohortes semblent en effet bien peu mobilisées dans la défense de leurs intérêts, comme aliénées et sans conscience de faits sociaux dont elles sont pourtant les premières victimes, même si (ou parce que) la solidarité familiale est censée en atténuer les effets.

autres dans la représentation nationale, en est un élément probant. Malgré ces périls, il reste qu'après ce travail, ne pas reconnaître le fait social de l'inégalité générationnelle devient difficile.

Louis CHAUVEL

*Institute for research on socio-economic inequality (IRSEI)
Université du Luxembourg
Route de Diekirch
L-7220 Walferdange – Luxembourg*

louis.chauvel@uni.lu

ANNEXE 1. – *Un exemple où le modèle APC-IE de Yang est en échec : le niveau scolaire aux États-Unis*

Le modèle de Yang revendique une optimalité dans la recherche de la meilleure décomposition possible des effets APC. Dans l'exemple suivant, consacré à l'expansion scolaire et aux diplômes aux États-Unis, il semble que cet espoir soit déçu. Cet exemple peut être répliqué³⁴.

Considérons ainsi les titulaires du *Bachelor's degree* ou plus (*MA, PhD, etc.*) et mesurons-en l'expansion au travers du modèle APC. Pour ce faire, nous constituons une série d'enquêtes de 5 ans en 5 ans, de 1975 à 2010 de « *Current population surveys* » transversales uniformisées et accessibles au travers du projet IPUMS (King *et al.*, 2010).

Nous disposons, en plus de l'âge *ag5*, de la période (*year*), du niveau d'éducation, et de différentes variables contextuelles. La variable *bamore* est la variable dichotomique signifiant : titulaire (1) ou non (0) d'un *Bachelor's degree*, ou plus, variable qui se prête à une modélisation de type APC-IE comme APCD, avec une spécification de type logit, avec pour variables de contrôle le sexe et les variables d'ethnicité que sont l'appartenance hispanique ou non, et l'appartenance au groupe afro-américain.

Les résultats du modèle APC-IE mettent en évidence une légère hausse par cohorte du niveau d'éducation, une forte baisse avec l'âge et une hausse soutenue avec la période. C'est évidemment un résultat artefactuel : nous savons (nos capacités cognitives et nos connaissances des processus sociaux nous permettent de l'affirmer) que le niveau scolaire d'un individu ne peut pas diminuer avec l'âge, sauf cas réellement exceptionnel, comme le plagiat en Allemagne. La croissance scolaire est portée par la hausse de génération en génération de l'investissement reçu.

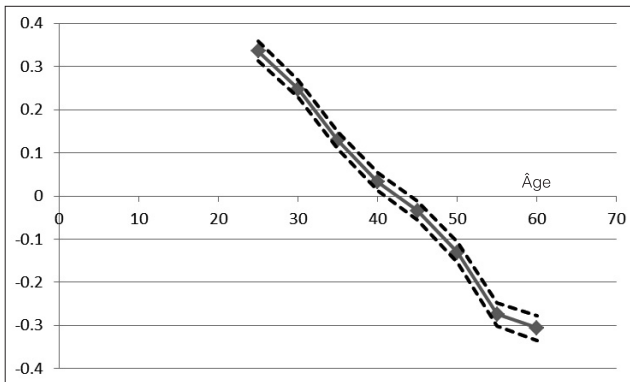
34. Ces résultats peuvent être reproduits en appliquant les procédures APC-IE et APCD développées sous Stata (importables en lançant les instructions « *ssc install apc* » et « *ssc install apcd* »). Cette syntaxe, présente sur la page suivante : www.louischauvel.org/apcdcpseduc.do, permettra de retrouver ces résultats.

En revanche, notre modèle APCD repère les fluctuations non linéaires autour de la tendance, et en particulier la situation spécifique de la cohorte née en 1950, qui a bénéficié d'une très forte hausse de sa scolarité, très au-dessus de ce que la tendance de long terme aurait laissé supposer (Card et Lemieux, 2001).

Ces difficultés du modèle APC-IE sont malheureusement plus générales et entachent, il faut le craindre, la totalité des travaux qui ont confié aux modèles APC le soin de séparer les tendances linéaires de l'âge, de la période et de la cohorte. Les modèles de type HAPC (la famille des modèles APC multiniveaux hiérarchiques) appliqués au diplôme présentent le même vice intrinsèque : le diplôme baisserait ainsi avec l'âge. Tous ces modèles peuvent identifier des fluctuations intéressantes, en particulier de la cohorte, pour détecter ainsi la spécificité de certaines générations sociales³⁵. Pour autant, tous ces modèles échouent sur les deux tableaux de l'identification des tendances et de la permanence. D'une part, consacrés qu'ils sont à la « quête vaine », sinon futile (Glenn, 1976), de l'identification de la tendance linéaire, ce qu'ils détectent en la matière relève d'artefacts, et seuls les écarts à la tendance sont susceptibles de fournir une lecture cohortale. D'autre part, en perdant de vue la question de l'écart à la tendance linéaire des cohortes³⁶, ils peinent à identifier les spécificités cohortales, dont ils ne peuvent par conséquent tester la durabilité.

GRAPHIQUES 6. – Profils des coefficients d'âge, période et de cohorte pour les titulaires d'un Bachelor's degree (BA) (ou plus) aux États-Unis, selon le modèle APC-IE de Yang

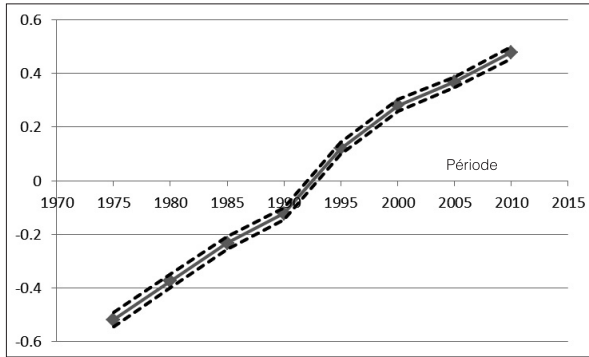
**a. – L'effet de l'âge selon le modèle APC-IE
(axe horizontal : âge ; axe vertical : coefficient logit de l'obtention d'un BA ou plus)**



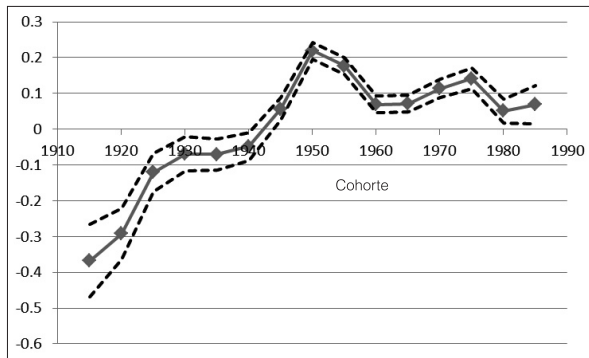
35. On peut penser à Pampel et Hunter (2012), qui ont détecté les fluctuations générationnelles des opinions environnementalistes sur la période 1973-2008 à l'aide d'un modèle HAPC faisant apparaître la spécificité des premiers-nés du *baby-boom* américain.

36. Les coefficients de cohorte tels qu'ils sont extraits par les modèles APC-IE et HAPC présentent une tendance significativement non nulle dont on ne peut rien dire dans le cas général, et qu'il conviendrait peut-être de ne pas analyser.

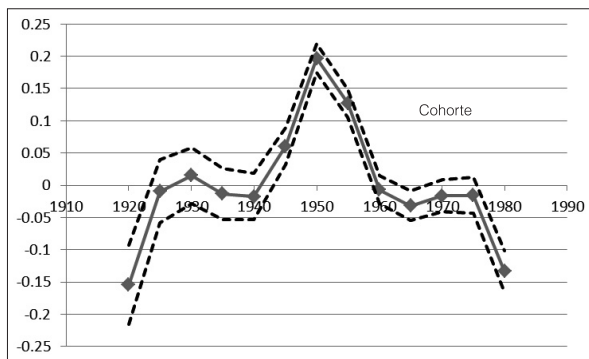
b. - *L'effet de la période selon le modèle APC-IE*
(axe horizontal : période ; axe vertical : coefficient logit de l'obtention d'un BA ou plus)



c. - *L'effet de la cohorte selon le modèle APC-IE*
(axe horizontal : cohorte ; axe vertical : coefficient logit de l'obtention d'un BA ou plus)



d. - *L'effet de la cohorte selon le modèle APCD*
(axe horizontal : cohorte ; axe vertical : coefficient logit de l'obtention d'un BA ou plus)

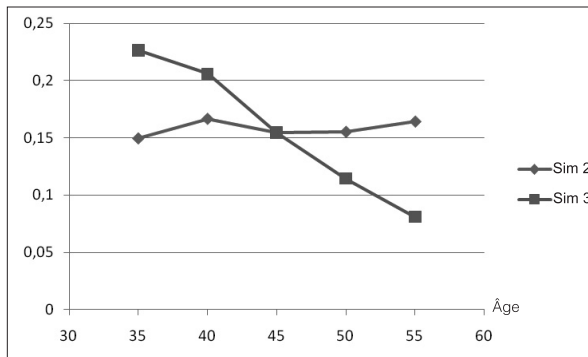


ANNEXE 2. – *Un exemple de simulation et les capacités de détection du modèle APCD*

Pour tester les capacités d'un modèle, une solution consiste à simuler des configurations typiques qu'il doit examiner et vis-à-vis desquelles il doit réagir de façon attendue. Pour ce faire, nous allons générer trois configurations de base, relativement réalistes, correspondant aux enquêtes empiriques que nous analysons ici.

Ainsi, nous générons 60 000 individus sur 5 enquêtes quinquennales (1985-2005), individus âgés de 25 à 64 ans que nous regrouperons en tranche de 5 ans. Nous générons un niveau de vie de type lognormal, marqué par un Gini de 30,3 % et un rapport interdécile de 4,1, donc de l'ordre de grandeur des inégalités au Royaume-Uni (plus inégal que la France et moins que les États-Unis). Le calcul d'une variable dichotomique aléatoire appelée « sexe » permet de disposer d'une variable de contrôle.

GRAPHIQUE 7. – *Logarithme du niveau de vie relatif de la cohorte 1950 selon l'âge dans les simulations 2 (effet stable de cohorte de + 16 %) et 3 (effet de cohorte absorbé au long de la vie) (le niveau zéro est la moyenne des autres cohortes)*



Dans une première simulation, nous n'avons aucun effet de cohorte sur le niveau de vie : les coefficients cohortaux du modèle sont alors non significativement différents de zéro. Dans la deuxième, nous créons un effet de cohorte correspondant à un accroissement du niveau de vie de + 16 % sur la cohorte née en 1950. Le modèle APCD permet de détecter ce surcroît. Notons que les autres cohortes sont caractérisées par des coefficients cohortaux légèrement négatifs, car la somme de tous les coefficients doit être égale à zéro. Le test d'*hysteresis* est négatif : les coefficients cohortaux calculés sont donc stables.

Dans une troisième simulation, nous avons un surcroît de niveau de vie variable sur la cohorte 1950 : de + 22 % à l'âge de 35 ans à + 8 % à l'âge de 55 ans. Il s'agit donc d'un fort effet de cohorte pour les jeunes de la cohorte 1950, effet qui s'estompe et s'annule au cours du vieillissement. Le test d'*hysteresis* permet de détecter ce déclin de l'effet de cohorte. Les modèles APCD correspondant aux trois simulations permettent de contraster les trois configurations.

1) L'absence d'effet de cohorte apparaît nettement.

2) L'effet de cohorte localisé sur la cohorte 1950 est détecté par les coefficients cohortaux, et le test d'*hysteresis* confirme leur permanence.

3) Le modèle APCD repère un effet localisé sur la cohorte 1950, mais le test d'*hysteresis* souligne sa baisse au cours du vieillissement de la cohorte. La comparaison de la valeur du coefficient DCE de la cohorte 1950 (+ 0,137) et du coefficient d'*hysteresis* correspondant (- 0,076) signifie qu'à l'issue d'un cycle de vie complet (la variable *Rescale(age)* va de la valeur - 1 à + 1), l'effet de cohorte passe de 0,21 à 0,06.

Par conséquent, nous avons un modèle capable de repérer la différence entre un choc temporaire dans le cycle de vie et une spécificité durable attribuable à une cohorte, ce qui n'existait pas jusqu'à présent sous cette forme systématisée. Précisons au final que le modèle APCD, comme un télescope ou tout autre instrument de mesure, donne lieu à de meilleures observations lorsque le phénomène remarquable étudié est situé au centre du dispositif d'observation. Si la cohorte spécifique, plutôt que d'être au centre où elle sera facilement identifiée, est la première ou la dernière de l'intervalle étudié, les coefficients affecteront une forme difficilement interprétable. Il reste que si, sur cet intervalle, la non-linéarité affecte l'antépénultième cohorte (ou symétriquement la postpéninitiale), les simulations montrent de façon concluante que le modèle APCD repère bien le phénomène.

TABLEAU 6. – *Modèle APCD et test d'hysteresis de trois simulations*

APCD	Sim 1	Sim 2	Sim 3
coh_1930	0.0090	-0.0099	-0.0097
coh_1935	-0.0151	-0.0331 ***	-0.0303 ***
coh_1940	0.0010	-0.0161	-0.0134
coh_1945	0.0041	-0.0121	-0.0096
coh_1950	0.0066	0.1398 ***	0.1370 ***
coh_1955	0.0014	-0.0130	-0.0175 *
coh_1960	-0.0055	-0.0190 *	-0.0250 ***
coh_1965	-0.0064	-0.0190 *	-0.0233 *
coh_1970	-0.0004	-0.0121	-0.0122
coh_1975	0.0054	-0.0054	0.0041
age_0025	0.0055	0.0055	-0.0044
age_0030	-0.0032	-0.0032	-0.0075
age_0035	-0.0059	-0.0059	0.0093
age_0040	0.0042	0.0042	0.0137
age_0045	-0.0004	-0.0004	0.0017
age_0050	-0.0009	-0.0009	-0.0067
age_0055	-0.0037	-0.0037	-0.0172 *
age_0060	0.0043	0.0043	0.0111
per_1985	-0.0007	-0.0007	-0.0011
per_1990	0.0010	0.0010	0.0011
per_1995	-0.0025	-0.0025	-0.0020
per_2000	0.0048	0.0048	0.0051
per_2005	-0.0026	-0.0026	-0.0031
rescacoh	0.0044	-0.0019	-0.0415 *
rescaage	0.0015	0.0015	-0.0249 ***
_lsex_2	-0.0022	-0.0022	-0.0021
_cons	0.0055	0.0204 ***	0.0208 ***

Test H	Sim 1	Sim 2	Sim 3
1930	-0.0019	-0.0020	-0.0061
1935	0.0013	0.0013	-0.0017
1940	-0.0011	-0.0011	0.0009
1945	0.0008	0.0008	0.0134
1950	0.0045	0.0045	-0.0757 ***
1955	0.0019	0.0019	0.0325
1960	-0.0019	-0.0019	0.0073
1965	0.0016	0.0016	0.0050
1970	-0.0009	-0.0009	0.0008
1975	-0.0015	-0.0015	0.0016

Note : * seuil de 0.01 %, ** seuil de 0.001 %, *** seuil de 0.0001 %.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALLÈGRE G. A., 2011, « La jeunesse, génération sacrifiée ? », *Notes de l'OFCE*, 5.
- ANGUIS M., CASES C., SURAULT P., 2002, « L'évolution des suicides sur longue période : le rôle des effets d'âge, de date et de génération », *Études et résultats*, 185.
- ARBER S., ATTIAS-DONFUT C. (eds), 2000, *The myth of generational conflict. The family and state in ageing societies*, Londres, Routledge.
- AUER P., CAZES S., 2002, *Employment stability in an age of flexibility : evidence from industrialized countries*, Genève, International Labour Office.
- BANTIGNY L., 2007, *Le plus bel âge ? Jeunes et jeunesse en France de l'aube des Trente Glorieuses à la guerre d'Algérie*, Paris, Fayard.

- BAUDELLOT C., GOLLAC M., 1997, « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération ? », *Économie et statistique*, 304-305, p. 17-35.
- BECKER H. A., 2000, « Discontinuous change and generational contracts », dans S. ARBER, C. ATTIAS-DONFUT (eds.), *The myth of generational conflict. The family and state in ageing societies*, Londres, Routledge, p. 114-132.
- BLOCH M., 1949, *Apologie pour l'histoire ou Métier d'historien*, Paris, Librairie Armand Colin.
- BODIER M., 1999, « Les effets d'âge et de génération sur le niveau et la structure de la consommation », *Économie et statistique*, 324-325, p. 163-180.
- BONNET C., 2010, « Niveaux de vie : un rattrapage des jeunes générations ? » *Regards croisés sur l'économie*, « Le choc des générations ? Dettes, retraites, dépendance... », 7, p. 50-55.
- BOYER R., 2004, *Théorie de la régulation. Les fondamentaux*, Paris, La Découverte.
- BUGEJA F., 2009, « Housing crisis, generational inequalities and welfare states », dans I. R. JONES, P. HIGGS, D. J. EKERDT (eds.), *Consumption and generational change : the rise and rise of consumer lifestyles and the transformation of later life*, New Brunswick (NJ), Transaction Publishers.
- BUGEJA-BLOCH F., 2013, *Logement, la spirale des inégalités : une nouvelle dimension de la fracture sociale et générationnelle*, Paris, Presses Universitaires de France.
- BURTON-JEANGROS C., WIDMER E. D., 2009, « Cumulative and compensatory effects over the life course », *Swiss journal of sociology*, 35, 2, p. 183-192.
- CARD D., LEMIEUX T., 2001, « Going to college to avoid the draft : the unintended legacy of the Vietnam War », *American economic review*, 91, 2, p. 97-102.
- CHAUVEL L., 1999, « Classes et générations : l'insuffisance des hypothèses de la théorie de la fin des classes sociales », *Actuel Marx*, 26, p. 37-52.
- CHAUVEL., 2001, « Education and class membership fluctuations by cohorts in France and United-States (1960-2000) », presented at the *Mannheim workshop of the International sociological association Research committee 28* (Stratification and social mobility), mimeo : <http://www.louischauvel.org/MANNHEIM.pdf>.
- CHAUVEL L., 2004, « Vers l'égalité de genre : les tendances générationnelles sont-elles irréversibles ? », *Revue de l'OFCE*, 90, p. 69-84.
- CHAUVEL L., 2010a, *Le destin des générations. Structure sociale et cohortes en France au XX^e siècle*, Paris, Presses Universitaires de France.
- CHAUVEL L., 2010b, « Overeducation and social generations in France : welfare regimes and intercohort inequalities in returns to education », dans P. ATTEWELL, K. S. NEWMAN (eds.), *Growing gaps : educational inequality around the world*, Oxford, Oxford University Press, p. 210-238 [1^{re} éd. 1998].
- CLERC D., 2000, « Revenus : les retraités creusent l'écart », *Alternatives économiques*, 182, p. 213.
- CLERC D., 2001, « Salaires : l'ascenseur en panne », *Alternatives économiques*, 194, p. 61.
- CLERC D., 2007, « Les généralisations abusives de Louis Chauvel », *L'Économie politique*, 33, p. 76-88.
- CLERC M.-E., MONSO O., POULIQUEN E., 2011, « Les inégalités entre générations depuis le baby-boom », dans *L'économie française*, Paris, Insee, p. 47-67.
- COHEN D., 1994, *Les infortunes de la prospérité*, Paris, Julliard.
- DE GRAAF N. D., 1999, « Event history data and making a history out of cross-sectional », *Quality and quantity*, 33, 3, p. 261-276.

- DiPRETE T. A., EIRICH G. M., 2006, « Cumulative advantage as a mechanism for inequality : a review of theoretical and empirical developments », *Annual review of sociology*, 32, p. 271-297.
- EDMUNDS J., TURNER B. S., 2002, *Generations, culture and society*, Philadelphia (PA), Open University Press.
- EDMUNDS J., TURNER B. S., 2005, « Global generations : social change in the twentieth century », *The British journal of sociology*, 56, 4, p. 559-577.
- ELLWOOD D. T., 1982, « Teenage unemployment : permanent scars or temporary blemishes ? », dans R. B. FREEMAN, D. A. WISE (eds.), *The youth labor market problem, its nature, causes, and consequences*, Chicago (IL), National Bureau of Economic Research Conference Report, University of Chicago Press.
- ENGLAND P., GORNICK J. C., SHAFER E., 2012, « Women's employment, education, and the gender gap in 17 countries », *Monthly labor review*, April, p. 20-29.
- ESPING-ANDERSEN G., 1990, *The three worlds of welfare capitalism*, Cambridge, Cambridge University Press.
- FARGES G., 2011, « Le statut social des enseignants français. Au prisme du renouvellement générationnel », *Revue européenne des sciences sociales*, 49, 1, p. 157-178.
- FIENBERG S. E., MASON W. M., 1978, « Identification and estimation of age-period-cohort models in the analysis of discrete », dans K. R. SCHUESSLER (ed.), *Sociological methodology*, San Francisco, Jossey-Bass, p. 1-67.
- FU W. J., LAND K., YANG Y., 2011, « On the intrinsic estimator and constrained estimators in age-period-cohort models », *Sociological methods & research*, 40, 3, p. 453-466.
- GELMAN A., RUBIN D. B., 1999, « Evaluating and using statistical methods in the social sciences : a discussion of "A critique of the Bayesian information criterion for model selection" », *Sociological methods & research*, 27, 3, p. 403.
- GLENN N. D., 1976, « Cohort analysts' futile quest : statistical attempts to separate age, period, and cohort effects », *American sociological review*, 41, 5, p. 900-904.
- GOUX D., MAURIN É., 2012, *Les nouvelles classes moyennes*, Paris, Le Seuil.
- GREENBERG B. G., WRIGHT J. J., SHEPS C. G., 1950, « A technique for analyzing some factors affecting the incidence of Syphilis », *Journal of the American statistical association*, 45, 251, p. 373-399.
- GUILLAUME A., 2011, « La jeunesse, génération sacrifiée ? », *Notes de l'OFCE*, 5.
- HART-BRINSON P. K., 2010, *Social generational change and the foundations of attitudes about same-sex marriage*, Ph.D. thesis, University of Wisconsin-Madison, Department of Sociology.
- HASTINGS D. W., BERRY L. G., 1979, *Cohort analysis : a collection of interdisciplinary readings*, Oxford (OH), Scripps Foundation for Research in Population Problems.
- HOBcraft J., MENKEN J., PRESTON S., 1982, « Age, period, and cohort effects in demography : a review », *Population index*, 48, 1, p. 4-43.
- KING M., RUGGLES S., ALEXANDER J. T., FLOOD S., GENADEK K., SCHROEDER M. B., TRAMPE B., VICK R., 2010, *Integrated public use microdata series, current population survey : version 3.0*. [Machine-readable database], Minneapolis (MN), University of Minnesota.
- KOUBI M., 2003, « Les trajectoires professionnelles : une analyse par cohorte », *Économie et statistique*, 369-370, p. 119-147.
- LAZEAR E., 1979, « Why is there mandatory retirement ? », *Journal of political economy*, 87, 6, p. 1261-1284.

- LEGRIS B., LOLLIVIER S., 1996, « Le niveau de vie par génération », *Insee première*, 423.
- LELIÈVRE M., SAUTORY O., PUJOL J., 2010, « Niveau de vie par âge et génération entre 1996 et 2005 », dans *Les revenus et le patrimoine des ménages*, Paris, Insee, p. 23-35.
- LUO L., 2013, « Assessing validity and application scope of the intrinsic estimator approach to the age-period-cohort problem », *Demography*, septembre, p. 1-23.
- LUXEMBOURG INCOME STUDY DATABASE (LIS) : www.lisdatacenter.org (multiple countries ; final access and estimations : July 4th 2013), Luxembourg, LIS.
- MANNHEIM K., 1928, « Das Problem der Generationen », *Kölner Vierteljahres Hefte für Soziologie*, 7, p. 157-185, p. 309-330.
- MANNHEIM K., [1928] 2011, *Le problème des générations*, Paris, Armand Colin.
- MASON W. M., WOLFINGER N. H., 2001, « Cohort analysis », dans N. J. SMELSER, B. BALTES (eds.), *International encyclopedia of the social & behavioral sciences*, Oxford, Pergamon, p. 2189-2194.
- MASON K. O., MASON W. M., WINSBOROUGH H. H., POOLE W. K., 1973, « Some methodological issues in cohort analysis of archival data », *American sociological review*, 38, 2, p. 242-258.
- MASON W. M., FIENBERG S. E., 1985, *Cohort analysis in social research : beyond the identification problem*, Berlin, Springer Verlag.
- O'BRIEN R., 2011, « Constrained estimators and age-period-cohort models », *Sociological methods & research*, 40, 3, p. 419-452.
- OECD, 2010, « Labour markets and the crisis », *OECD economics department working papers*, 756, OECD Publishing.
- PADIOLEAU J.-G., 1973, « L'analyse par cohortes appliquée aux enquêtes par sondage », *Revue française de sociologie*, 14, 4, p. 513-528.
- PAMPEL F. C., HUNTER L. M., 2012, « Cohort change, diffusion, and support for environmental spending in the United States », *American journal of sociology*, 118, 2, p. 420-448.
- PEUGNY C., 2009, *Le déclassé*, Paris, Grasset.
- RAFTERY A. E., 1986, « Choosing models for cross-classifications », *American sociological review*, 51, 1, p. 145-146.
- RYDER N. B., 1965, « The cohort as a concept in the study of social change », *American sociological review*, 30, 6, p. 843-861.
- SCHRÖDER M., 2013, *Integrating varieties of capitalism and welfare state research a unified typology of capitalisms*, Houndmills, Basingstoke, Palgrave Macmillan.
- SIRINELLI J.-F., 2003, *Les baby-boomers : une génération, 1945-1969*, Paris, Fayard.
- SMITH H., 2008, « Advances in age-period-cohort analysis », *Sociological methods & research*, 36, 3, p. 287-296.
- TEPE M., VANHUYSSSE P., 2010, « Elderly bias, new social risks, and social spending : change and timing in eight programs across four worlds of welfare, 1980-2003 », *Journal of European social policy*, 20, 3, p. 218-234.
- VAN DE VELDE C., 2008, *Devenir adulte. Sociologie comparée de la jeunesse en Europe*, Paris, Presses Universitaires de France.
- VANDESCHRIK C., 1992, « Le diagramme de Lexis revisité », *Population*, 47, 5, p. 1241-1262.
- WILMOTH J. R., 1990, « Variation in vital rates by age, period, and cohort », dans C. C. Clogg (ed.), *Sociological methodology*, 20, p. 295-335.

- WILMOTH J. R., 2001, « Les modèles âge-période-cohorte en démographie », dans G. CASELLI, J. VALLIN, G. WUNSCH (eds.), *Démographie : analyse et synthèse. I : La dynamique des populations*, Paris, Ined, p. 379-397.
- YANG Y., 2008, « Social inequalities in happiness in the United States, 1972 to 2004 : an age-period-cohort analysis », *American sociological review*, 73, 2, p. 204-226.
- YANG Y., FU W. J., LAND K. C., 2004, « A methodological comparison of age-period-cohort models : the intrinsic estimator and conventional generalized linear models », *Sociological methodology*, 34, 1, p. 75-110.
- YANG Y., LAND K. C., 2006, « A mixed models approach to age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys, with an application to data on trends in verbal test scores », *Sociological methodology*, 36, 1, p. 75-97.
- YANG Y., LAND K. C., 2013, *Age-period-cohort analysis : new models, methods, and empirical applications*, Boca Raton (FL), CHAPMAN & HALL/CRC Interdisciplinary Statistics.
- YANG Y., SCHULHOFER-WOHL S., FU W. J., LAND K. C., 2008, « The intrinsic estimator for age-period-cohort analysis : what it is and how to use it ? », *American journal of sociology*, 113, 6, p. 1697-1736.