



HAUT-COMMISSARIAT À LA STRATÉGIE ET AU PLAN

Liberté
Égalité
Fraternité

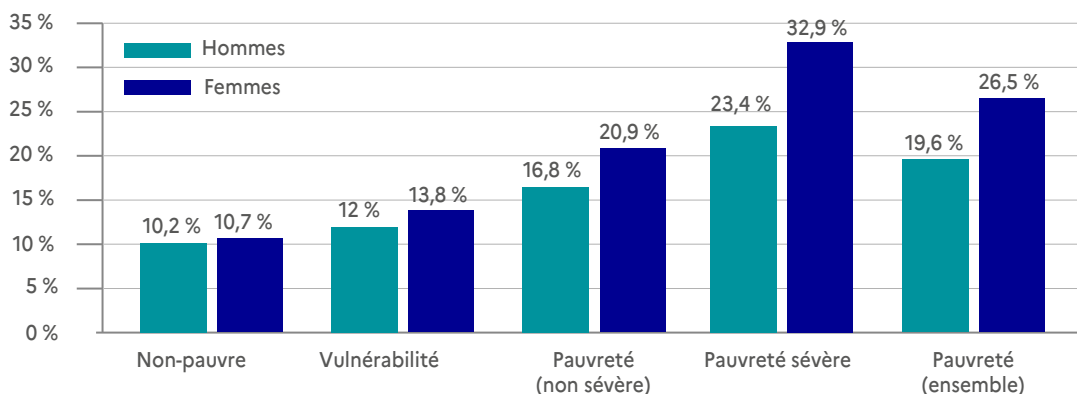
La pauvreté en héritage

Comment, et à quel point, la pauvreté persiste-t-elle d'une génération à l'autre en France ? Pour y répondre, nous suivons une cohorte d'élèves pendant seize ans, de leur entrée au collège jusqu'à l'âge de 26-27 ans (entre 2007 et 2023). Nous montrons que plus l'exposition à la pauvreté en sixième est intense, plus les conditions de vie à l'entrée dans l'âge adulte sont défavorables : sortie précoce du système scolaire, probabilité accrue de n'être ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET), et en emploi de percevoir un bas salaire (parmi les 20 % les plus faibles de la cohorte). Ces écarts entre les jeunes exposés et non exposés à la pauvreté restent significatifs après contrôle d'un large ensemble de caractéristiques familiales et sociodémographiques au début de l'adolescence. En outre, les effets de la pauvreté sur les trajectoires diffèrent selon le sexe : **il existe une « surpénalité féminine » en termes de probabilité d'être NEET et de percevoir un faible salaire, dans le sens où la pauvreté pénalise encore plus fortement les femmes que les hommes.**

Pour éclairer les mécanismes de cette persistance, nous décomposons l'effet de la pauvreté à l'adolescence en effets directs et indirects, via trois médiateurs principaux : le niveau de diplôme atteint, la parentalité et le contexte socioéconomique de la commune de résidence en début de vie adulte. Les canaux diffèrent selon le sexe : chez les hommes, le diplôme concentre l'essentiel de l'effet ; chez les femmes, la parentalité accroît nettement le risque d'éloignement du marché du travail, quand il a l'effet inverse chez les hommes. Enfin, la pauvreté agit tôt et durablement sur le diplôme, principal médiateur de la probabilité d'être NEET, via des canaux scolaires observés en sixième : les difficultés précoces concentrent l'essentiel de la médiation conduisant à une sortie du système scolaire sans baccalauréat, tandis que d'autres facteurs – tel le contexte social du collège – réduisent également les chances d'obtention d'un diplôme de niveau élevé.

Ces résultats appellent à une réflexion sur les bons leviers d'action publique : intervenir le plus tôt possible et investir davantage dans l'enfance ; dans le secondaire, promouvoir la mixité sociale et des politiques de réduction des inégalités. La baisse démographique en France offre une fenêtre d'opportunité pour cibler ces investissements et mettre en œuvre différentes politiques efficaces. À l'âge adulte, il s'agit de réduire la pénalité liée à la parentalité et les inégalités entre les femmes et les hommes sur le marché du travail, ainsi que d'améliorer les opportunités locales d'emploi, notamment pour les moins diplômés, et, *in fine*, de favoriser la mobilité sociale en cours de carrière afin de lutter contre la reproduction de la pauvreté.

Proportion d'individus ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET) âgés de 26-27 ans en 2023 selon le statut de pauvreté à l'entrée au collège et le sexe (en %)



Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : parmi les anciens élèves sévèrement pauvres à l'entrée au collège en 2007-2008, 32,9 % des femmes ne sont ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET) en 2023, contre 23,4 % des hommes.

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Clément Peruyero

Département Sociétés
et Politiques sociales
Université Paris 1
Panthéon-Sorbonne

La Note d'analyse est publiée sous la responsabilité éditoriale du Haut-commissaire à la Stratégie et au Plan. Les opinions exprimées engagent leurs auteurs et n'ont pas vocation à refléter la position du gouvernement.

INTRODUCTION

En France, près d'un adulte sur quatre ayant connu une situation de précarité à l'adolescence est pauvre au sens de l'indicateur français des conditions de vie¹, tandis que près d'un sur trois dont les parents appartenaient au premier quintile de revenus y demeure toujours à l'âge adulte². Cette note se penche sur cette **persistance intergénérationnelle de la pauvreté** et les **mécanismes par lesquels les conditions socioéconomiques les plus précaires perdurent de génération en génération**, des parents jusqu'aux enfants. Autrement dit, un enfant pauvre aura un risque bien plus élevé de le rester à l'âge adulte, du fait de l'impact multidimensionnel qu'auront exercé ses conditions de vie sur différentes dimensions liées à son bien-être et à son bon développement tant cognitif, social, sanitaire que personnel. Ces effets se cumulent et se renforcent tout au long de l'enfance, jusqu'à l'âge adulte.

Historiquement, les premiers travaux éclairant un pan initial de ce phénomène de persistance s'appuyaient sur des enquêtes transversales (observant des personnes une seule année), reliant le statut professionnel des pères à celui des fils à des âges comparables³. Plus tard, ceux mobilisant des données longitudinales (observant les mêmes personnes sur une longue période) ont permis d'affiner les connaissances sur la mobilité intergénérationnelle en reliant directement les revenus des parents à ceux des enfants devenus adultes⁴.

Ces études, qui examinent l'ensemble de la distribution des revenus, ne saisissent toutefois pas la singularité de la pauvreté et de sa reproduction. Elles en occultent des dimensions essentielles telles que l'âge d'exposition (prénatal, petite enfance, adolescence), sa durée (chronique ou transitoire) ou encore son degré d'intensité. Dès les

années 1990, un nouveau courant de recherche s'est ainsi attaché à mesurer précisément cette persistance aux États-Unis, en analysant les trajectoires de maintien ou d'extraction de la pauvreté entre l'enfance et l'âge adulte⁵. Ces travaux ont permis de démontrer que la probabilité d'être pauvre à l'âge adulte est nettement plus élevée pour celles et ceux ayant connu la pauvreté dans l'enfance, et ce, même après avoir pris en compte un large ensemble de caractéristiques familiales observées⁶. Ces effets se révèlent d'autant plus marqués que l'exposition est chronique et précoce : les personnes concernées présentent, à l'âge adulte, des niveaux de revenu, de formation et de santé significativement plus faibles⁷. D'autres études se sont également penchées sur le coût économique substantiel de la pauvreté dans l'enfance, estimé entre 4 % et 5,4 % du PIB par an aux États-Unis⁸. Ce n'est que très récemment que des travaux de comparaison internationale fondés sur des données longitudinales harmonisées ont vu le jour, soulignant l'importance du système sociofiscal pour réduire les désavantages initiaux et expliquer les différences de persistance entre pays développés⁹.

Si le constat de sa reproduction entre générations est posé, il reste toutefois difficile de retracer précisément la manière dont elle influe, de l'enfance à l'âge adulte, sur le développement des enfants, tant ses effets sont multidimensionnels et cumulatifs – l'identification causale restant bien souvent délicate¹⁰. Plusieurs études ont toutefois cherché à mesurer l'impact de la pauvreté sur différentes dimensions liées à leur bon développement, principalement à partir de mesures fondées sur le revenu. Sur le plan sanitaire, on observe ainsi des associations significatives entre le revenu des ménages et divers indicateurs de santé chez l'enfant (faible poids, hospitalisation prolongée, maladie chronique). Cette vulnérabilité sanitaire précoce entrave

1. Peruyero C. (2024), « La vie devant soi : adolescence précaire, avenir incertain ? », *La Note d'analyse*, n° 142, France Stratégie, juillet.
2. Avec de légères variations quand on analyse la mobilité des revenus au niveau individuel ou des ménages. Voir Sicsic M. (2023), « Qui est mieux classé que ses parents dans l'échelle des revenus ? Une analyse de la mobilité intergénérationnelle en France », *Économie et Statistique*, vol. 522(1), p. 123-145 ; Kenedi G. et Sirugue L. (2023), « Intergenerational income mobility in France: A comparative and geographic analysis », *Journal of Public Economics*, vol. 226, octobre.
3. Glass D. V. (1954), *Social Mobility in Britain*, Londres, Routledge & Kegan Paul ; Duncan O.D. et Hodge R.W. (1963), « Educational and occupational mobility a regression analysis », *American Journal of Sociology*, vol. 68(6), p. 629-644 ; Blau P. M. et Duncan O. D. (1967), *The American Occupational Structure*, Hoboken, John Wiley & Sons.
4. Solon G. (1992), « Intergenerational income mobility in the United States », *The American Economic Review*, vol. 82(3), juin, p. 393-408 ; Chetty R., Hendren N., Kline P. et Saez E. (2014), « Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 129(4), novembre, p. 1553-1623.
5. Rodgers J. R. (1995), « An empirical study of intergenerational transmission of poverty in the United States », *Social Science Quarterly*, vol. 76(1), mars, p. 175-194 ; Corcoran M. (1995), « Rags to rags: Poverty and mobility in the United States », *Annual Review of Sociology*, vol. 21, p. 237-267.
6. Corcoran M. et Adams T. (1997), « Race, sex and the intergenerational transmission of poverty », dans Duncan G. et Brooks-Gunn J. (dir.), *Consequences of Growing up Poor*, New York, Russell Sage Foundation ; Wagmiller R. L. et Adelman R. M. (2009), *Childhood and Intergenerational Poverty: The Long-Term Consequences of Growing up Poor*, rapport, novembre.
7. Corcoran M. (1995), « Rags to rags: Poverty and mobility in the United States », *op. cit.* ; Duncan G. J., Yeung W.-J. J., Brooks-Gunn J. et Smith J. R. (1998), « How much does childhood poverty affect the life chances of children? », *American Sociological Review*, vol. 63(3), juin, p. 406-423 ; Duncan G. J., Ziol-Guest K. M. et Kalil A. (2010), « Early-childhood poverty and adult attainment, behavior, and health », *Child Development*, vol. 81(1), janvier-février, p. 306-325 ; Ratcliffe C. et McKernan S.-M. (2010), « Childhood poverty persistence: Facts and consequences », *Brief*, n° 14, The Urban Institute, juin.
8. Ces impacts se traduisent par une réduction de la productivité, une augmentation des coûts liés à la criminalité et à la santé, ou encore résultant du sans-abrisme. Voir Holzer H. J., Schanzenbach D. W., Duncan G. J. et Ludwig J. (2008), « The economic costs of childhood poverty in the United States », *Journal of Children and Poverty*, vol. 14(1), mars, p. 41-61 ; McLaughlin M. et Rank M. R. (2018), « Estimating the economic cost of childhood poverty in the United States », *Social Work Research*, vol. 42(2), juin, p. 73-83.
9. Parolin Z., Pintro-Schmitt R., Esping-Andersen G. et Fallesen P. (2024), « Intergenerational persistence of poverty in five high-income countries », *Nature Human Behaviour*, vol. 9, p. 254-267.
10. Duncan G. J., Magnuson K. et Votruba-Drzal E. (2017), « Moving beyond correlations in assessing the consequences of poverty », *Annual Review of Psychology*, vol. 68, janvier, p. 413-434.



l'accumulation de capital humain, diminue les chances de réussite scolaire et se répercute à l'âge adulte par des revenus plus faibles et une santé dégradée¹¹. Parallèlement, des écarts cognitifs apparaissent dès les cinq premières années de vie¹², période de forte plasticité du cerveau¹³, et se consolident au fil de la scolarité¹⁴. Sur le plan socioémotionnel, la pauvreté, notamment persistante, est associée à davantage de troubles internalisés et externalisés, que ce soit dans la petite enfance ou à l'adolescence¹⁵. Enfin, grandir en situation de pauvreté expose précocement à des contraintes physiques (bruit, surpeuplement, etc.) et psychosociales (insécurité matérielle, stress parental, etc.)¹⁶. Ces contraintes engendrent un stress chronique, qui active de façon répétée chez l'enfant différents systèmes physiologiques – ce que l'on appelle la « charge allostatique » – et peut altérer progressivement plusieurs dimensions jusqu'à l'âge adulte, tels la mémoire de travail, la santé ou encore l'équilibre socioémotionnel¹⁷.

En France, l'absence jusqu'à aujourd'hui de données longitudinales couvrant une période suffisamment longue fait que les trajectoires de pauvreté de l'adolescence à l'âge adulte – ainsi que les effets les plus précoces de la pauvreté – demeurent très peu documentées. Pourtant, quels que soient les indicateurs usuels utilisés, les enfants restent les plus exposés, et leur taux de pauvreté a augmenté ces dernières décennies¹⁸. Pour retracer en partie leurs trajectoires jusqu'à l'âge adulte, les chercheurs ont jusqu'ici eu recours à des questionnaires transversaux interrogeant rétrospectivement les adultes sur leurs circonstances familiales à l'adolescence. Harmonisée au niveau européen,

cette approche permet la comparaison entre pays et a mis en évidence le niveau de diplôme comme médiateur central de cette persistance¹⁹. Malgré certains avantages pour mesurer la pauvreté des enfants²⁰, cette méthodologie présente plusieurs limites : elle ne retrace pas finement les trajectoires jusqu'à l'âge adulte, ne permet pas de quantifier les effets de la pauvreté au moment où les écarts se fabriquent – à l'école, par exemple – et n'appréhende ni l'intensité ni la persistance de l'exposition.

Nous levons ici ces limites en proposant une analyse de la persistance intergénérationnelle de la pauvreté à partir d'une cohorte d'individus suivis pendant seize ans, de l'entrée en sixième jusqu'au début de l'âge adulte (26-27 ans). En observant ces individus jusqu'à un âge où ils sont encore en construction, il est possible de se placer en amont des constats de reproduction de la pauvreté effectués dans de précédents travaux de France Stratégie²¹ et d'approfondir les mécanismes à l'œuvre. Cela est rendu possible par l'appariement de deux enquêtes longitudinales : le panel de la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP) des élèves entrés en sixième en 2007 et l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). La première documente finement leurs parcours scolaires dans le secondaire, tandis que la seconde suit leurs trajectoires après la formation initiale. Ces données nous permettent alors d'estimer dans quelle mesure l'exposition à la pauvreté à l'entrée au collège – selon son intensité et le sexe de l'individu – se répercute, à 26-27 ans, sur son profil de risque de pauvreté²².

11. Case A., Lubotsky D. et Paxson C. (2002), « **Economic status and health in childhood: The origins of the gradient** », *The American Economic Review*, vol. 92(5), p. 1308-1334 ; Case A., Fertig A. et Paxson C. (2005), « **The lasting impact of childhood health and circumstance** », *Journal of Health Economics*, vol. 24(2), mars, p. 365-389 ; Smith J. P. (2009), « **The impact of childhood health on adult labor market outcomes** », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 91(3), septembre, p. 478-489.
12. Duncan G. J., Brooks-Gunn J. et Klebanov P. K. (1994), « **Economic deprivation and early childhood development** », *Child Development*, vol. 65(2), avril, p. 296-318 ; Smith J. R., Brooks-Gunn J. et Klebanov P. K. (1997), « **Consequences of living in poverty for young children's cognitive and verbal ability and early school achievement** », dans Duncan G. J. et Brooks-Gunn J. (dir.), *Consequences of Growing Up Poor*, Russell Sage Foundation, p. 132-189 ; Klebanov P. K., Brooks-Gunn J., McCarton C. et McCormick M. C. (1998), « **The contribution of neighborhood and family income to developmental test scores over the first three years of life** », *Child Development*, vol. 69(5), octobre, p. 1420-1436.
13. Shonkoff J. P. et Phillips D. A. (dir.) (2000), *From Neurons to Neighborhoods: The Science of Early Childhood Development*, Washington, National Academies Press.
14. Dickerson A. et Popli G. K. (2016), « **Persistent poverty and children's cognitive development: evidence from the UK Millennium Cohort Study** », *Journal of the Royal Statistical Society. Series A: Statistics in Society*, vol. 179(2), février, p. 535-558.
15. Duncan G. J., Brooks-Gunn J. et Klebanov P. K. (1994), « **Economic deprivation and early childhood development** », *op. cit.* ; Adjei N. K., Schlüter D. K., Straatmann V. S. et al. (2022), « **Impact of poverty and family adversity on adolescent health: A multi-trajectory analysis using the UK Millennium Cohort Study** », *The Lancet Regional Health. Europe*, vol. 13, février.
16. Evans G. W. (2004), « **The environment of childhood poverty** », *The American Psychologist*, vol. 59(2), février-mars, p. 77-92.
17. McEwen B. S. et Stellar E. (1993), « **Stress and the individual: Mechanisms leading to disease** », *Archives of Internal Medicine*, vol. 153(18), septembre, p. 2093-2101 ; McEwen B. S. (2002), *The End of Stress as We Know It*, Washington, Joseph Henry Press ; Evans G. W. et Kim P. (2012), « **Childhood poverty, chronic stress, self-regulation, and coping** », *Child Development Perspectives*, vol. 7(1), décembre, p. 43-48 ; Evans G. W. et Kim P. (2007), « **Childhood poverty and health: Cumulative risk exposure and stress dysregulation** », *Psychological Science*, vol. 18(11), novembre, p. 953-957 ; Evans G. W. et Schamberg M. A. (2009), « **Childhood poverty, chronic stress, and adult working memory** », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 106(16), avril, p. 6545-6549 ; Kim P., Evans G. W., Angstadt M., Ho S. S., Sripada C. S., Swain J. E., Liberzon I. et Phan K. L. (2013), « **Effects of childhood poverty and chronic stress on emotion regulatory brain function in adulthood** », *Proceedings of the National Academy of Sciences, USA*, vol. 110(46), novembre, p. 18442-18447.
18. Insee (2025), « **Pauvreté selon l'âge et le seuil. Données annuelles de 1996 à 2023** », *Chiffres-clés*, juillet.
19. Serafino P. et Tonkin R. (2014), *Intergenerational Transmission of Disadvantage in the UK and EU*, Office for National Statistics, septembre ; Bellani L. et Bia M. (2019), « **The long-run effect of childhood poverty and the mediating role of education** », *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, vol. 182(1), p. 37-68.
20. Ces données permettent de créer, à partir des questions transversales, un indicateur de précarité à l'adolescence prenant à la fois en compte des questions de privations relatives aux enfants (manque de protéines, par exemple) et un item relatif au manque de ressources financières du foyer dans sa globalité à cette période. Voir Peruyero C. (2024), « **La vie devant soi : adolescence précaire, avenir incertain ?** », *op. cit.*
21. *Ibid.*
22. Trois indicateurs sont ainsi considérés : la sortie de formation initiale sans le baccalauréat, le fait de percevoir un faible salaire en emploi salarié (parmi les 20 % les plus faibles), ou enfin le fait d'être ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET).

La première partie introduit un indicateur original d'intensité de la pauvreté à l'entrée au collège, permettant de documenter les contextes familiaux et les parcours scolaires des élèves en sixième. La deuxième partie retrace les trajectoires de cette cohorte seize ans plus tard afin d'évaluer l'influence de la pauvreté à l'entrée au collège sur divers indicateurs de risque de pauvreté. Elle examine comment ces effets diffèrent selon le sexe, mettant ainsi en évidence une « surpénalité féminine » significative en début de vie adulte, robuste au contrôle des caractéristiques familiales d'origine. Enfin, la troisième partie quantifie les effets directs et indirects de la pauvreté au travers de différents médiateurs, du secondaire jusqu'au début de la vie adulte, dégageant ainsi des leviers d'action publique pour lutter contre sa reproduction.

ÊTRE UN JEUNE ADOLESCENT EN SITUATION DE PAUVRETÉ : MESURES ET CARACTÉRISTIQUES

De la mesure de la pauvreté des adultes... aux enfants

La pauvreté est un phénomène multidimensionnel : en raison de la complexité des réalités sociales qu'elle recouvre, aucune définition ne fait pleinement consensus. Au sens de l'Union européenne, sont pauvres « les personnes dont les ressources (matérielles, culturelles et sociales) sont si faibles qu'elles sont exclues des modes de vie minimaux acceptables dans la société²³ ». Parce qu'il est difficile de la définir, sa mesure fait par conséquent également débat. Progressivement, quatre grandes approches se sont imposées, chacune apportant un éclairage différent. Parmi elles, l'approche monétaire – la plus plébiscitée dans le débat public – est, en Europe, définie par un critère relatif²⁴. Elle considère comme « pauvres » les personnes vivant avec moins de 60 %

du niveau de vie médian²⁵. L'approche par les conditions de vie porte sur les dépenses en mesurant le cumul de privations de biens et de services subies par les membres d'un foyer faute de ressources financières²⁶. L'approche administrative (ou relationnelle vis-à-vis de l'État), inspirée des travaux de Georg Simmel²⁷, considère que c'est le recours à l'assistance publique qui détermine le statut de pauvreté²⁸. Enfin, l'approche subjective (ou ressentie) repose sur la perception qu'ont les individus de leurs propres ressources ou de leur niveau de consommation²⁹. Ces approches – dont les indicateurs peuvent varier – n'identifient pas complètement les mêmes segments de population, car elles saisissent des dimensions différentes de la pauvreté. Leur principale limite est de reposer le plus souvent sur des enquêtes menées auprès des « ménages ordinaires », excluant par définition une partie des personnes les plus précaires (personnes vivant en institution, sans domicile fixe, populations mobiles) et, bien souvent, en France, celles vivant dans un territoire d'outre-mer.

Si les difficultés à définir et à mesurer la pauvreté sont importantes chez les adultes, elles s'accroissent encore lorsqu'on s'intéresse aux enfants. Ici, nous entendons par « enfant pauvre » un enfant qui n'a pas accès aux besoins essentiels à son bien-être et à son développement, tant cognitif que sanitaire, social et personnel. Selon les indicateurs conventionnels présentés plus haut, la pauvreté des enfants est très élevée : plus d'un enfant sur cinq vit sous le seuil monétaire, avec un risque nettement accru dans les familles nombreuses et monoparentales³⁰, alors même que les échelles d'équivalence utilisées sous-estiment ce risque pour ces ménages³¹. Ces indicateurs reposent toutefois sur des hypothèses contestables – comme le partage égal des ressources financières au sein du ménage, ou le fait qu'une privation déclarée par le ménage est réputée subie par tous ses membres – alors que des travaux qualitatifs ont montré que, dans les familles pauvres, les parents priorisent d'abord les besoins des enfants³². Ainsi,

23. Définition adoptée par le Conseil des ministres de la communauté économique européenne (CEE) le 19 décembre 1984.

24. À l'inverse, d'autres pays développés, comme les États-Unis ou le Canada, utilisent un seuil de pauvreté monétaire « absolu », calculé à partir d'un panier de biens essentiels considéré comme nécessaire pour vivre. D'autres organismes internationaux recourent également à un seuil différent, fixé par exemple à 50 % pour l'OCDE.

25. Revenu disponible ajusté par une échelle d'équivalence tenant compte de la taille du ménage (échelle d'équivalence de l'OCDE).

26. Le principal indicateur utilisé est celui de la privation matérielle et sociale de l'Union européenne, qui liste treize éléments de la vie courante considérés comme souhaitables, voire nécessaires, au niveau individuel (par exemple pouvoir s'acheter des vêtements neufs, pouvoir dépenser une petite somme pour soi-même sans consulter un autre membre du ménage, etc.) ou au niveau du ménage (par exemple pouvoir faire face à une dépense imprévue de 1 000 euros, pouvoir maintenir le logement à bonne température, etc.). Une personne est considérée en situation de privation matérielle et sociale si elle cumule au moins cinq restrictions sur les treize items. D'autres indicateurs de privations existent (par exemple, l'indicateur français de pauvreté en conditions de vie).

27. Simmel G. (2011) [1^{re} éd. 1907], *Les Pauvres*, Paris, Puf, coll. « Quadrige – Grands textes ».

28. Par exemple, les allocataires du RSA (revenu de solidarité active). Voir Paugam S. (2005), « Science et conscience de la pauvreté », *L'Économie politique*, vol. 26, p. 66-79.

29. De très nombreux indicateurs existent : par exemple, dans l'enquête EU-SILC, on demande aux individus dans quelle mesure leur ménage parvient « à finir le mois en subvenant aux dépenses courantes ». De même, dans le baromètre de la DREES, les personnes interrogées peuvent répondre directement « je me considère déjà pauvre » lorsqu'on leur demande si elles pensent courir un « risque de devenir pauvre dans les cinq prochaines années ».

30. Pour le cas de la France, voir Insee (2024), « Niveau de vie et pauvreté selon la configuration familiale », dans *id.*, *Les revenus et le patrimoine des ménages. Édition 2024*, coll. « Insee Références », octobre.

31. La convention statistique dans le calcul du niveau de vie en France (échelle de l'OCDE modifiée) consiste à considérer qu'un enfant de moins de 14 ans représente une dépense supplémentaire égale à 30 % de celle d'une personne seule dans une famille monoparentale (coefficient de 0,3 ; 1 pour un adulte, 0,5 pour le second). Plusieurs travaux montrent que l'on sous-estime le coût d'un enfant dans ce type de configuration (économies d'échelle moins fortes que supposé). Voir Martin H. et Périer H. (2018), « Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales », *Revue économique*, vol. 69(2), p. 303-334.

32. Mistry R. S., Strassberger M., Avila O., Metz R., Yassine A. et Hill C. J. (2022), *Understanding Families' Experiences of Poverty: Results of a Qualitative Study Exploring the Perspectives of Children and Their Parents*, rapport, OPRE – U.S. Department of Health and Human Services, juin.



pour mieux refléter les privations spécifiques des enfants, un indicateur européen a été créé : il prend à la fois en compte certains de leurs besoins individuels, et est complété par d'autres, relatifs aux besoins globaux du ménage³³. S'il n'identifie pas exactement les mêmes populations d'enfants, cet indicateur reste toutefois corrélé aux mesures plus conventionnelles, notamment quand on superpose les différentes approches³⁴. Puisqu'un tel indicateur spécifique aux enfants fait défaut, la meilleure stratégie est alors de combiner ces différentes approches pour améliorer l'identification des enfants pauvres.

Construire un indicateur d'intensité de la pauvreté à l'adolescence

Pour analyser les trajectoires des individus depuis leur entrée au collège jusqu'aux premières années de la vie adulte, nous mobilisons des données longitudinales issues de l'appariement entre le panel des élèves entrés en sixième en 2007 (DEPP) et l'enquête Entrée dans la vie adulte (Insee)³⁵. Ce dispositif permet de suivre le parcours de ces jeunes sur seize années au total. Il inclut notamment les élèves vivant dans les départements et régions d'outre-mer – à l'exception de Mayotte –, mais aussi ceux résidant en commu-

nauté, généralement exclus des enquêtes fondées sur les ménages vivant en logements ordinaires. Or, ces populations comptent parmi les plus exposées à la pauvreté, et leur présence dans le panel offre une vision plus complète des trajectoires d'adolescents faisant face aux plus grandes difficultés (voir Encadré 1).

En 2008, les familles de ces jeunes adolescents ont fourni des informations détaillées sur leur environnement familial, leur situation économique et leurs conditions de vie. Ce matériau offre un cadre unique pour appréhender la complexité des situations de pauvreté vécues durant cette période. Comme nous l'avons rappelé, aucune mesure unique ne peut parfaitement résumer une réalité aussi plurielle : si les différentes approches de la pauvreté – économique, matérielle, administrative ou ressentie – sont en corrélation, elles ne renvoient pas pour autant aux mêmes segments de la population car elles renseignent des types de difficultés diverses. Partant du postulat que c'est bien le chevauchement entre ces différentes dimensions qui peut au mieux identifier une situation de pauvreté, nous avons construit un indicateur multidimensionnel d'intensité de la pauvreté, intégrant simultanément ces dernières, que nous appelons « vulnérabilité ».

ENCADRÉ 1 – Données et champ de l'étude

Notre analyse repose sur l'appariement de deux enquêtes : le panel des élèves entrés en sixième à la rentrée 2007 de la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP), et l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). La première permet de suivre en détail les trajectoires scolaires des élèves dans l'enseignement secondaire, tandis que la seconde retrace leur entrée dans la vie adulte après la fin de leur formation initiale. L'appariement entre les deux enquêtes, rendu possible grâce à un identifiant anonymisé commun, offre une perspective longitudinale rare : il permet de relier l'environnement familial et les conditions de vie des jeunes en 2007 à leur situation jusqu'en 2023, soit sur une période de près de seize ans. Le champ de l'enquête couvre ainsi les élèves entrés en sixième en 2007 dans un établissement public ou privé en France (hors Mayotte)³⁶.

Notre champ d'analyse inclut les individus interrogés lors de la dernière enquête EVA (2023) et ayant répondu, en classe de sixième, à l'enquête Famille 2008 qui fournit les informations relatives à leur environnement familial. Plus précisément, nous considérons ceux ayant répondu aux quatre questions permettant de caractériser les différentes formes de pauvreté. L'échantillon est ainsi constitué de 18 107 personnes suivies durant seize ans. Le taux d'attrition par rapport à l'échantillon d'origine du panel atteint alors environ 50 % entre 2007 et 2023, en raison notamment de départs à l'étranger, de décès ou de non-réponses successives entraînant une sortie définitive de la cohorte. Pour préserver la représentativité de la cohorte des élèves entrés en sixième en 2007, une pondération spécifique est appliquée. Elle garantit que l'échantillon final reste représentatif, même si les pertes de suivi et les comportements de réponse aux différentes vagues d'enquête sont associés à certaines caractéristiques sociodémographiques. L'appariement des deux enquêtes constitue ainsi un panel non cylindré couvrant la période 2007-2023.

33. Cet indicateur retient dix items centrés sur l'enfant – besoins fondamentaux (vêtements, alimentation), loisirs et sociabilité (jeux, vacances annuelles) et éducation (livres adaptés, espace dédié aux devoirs), etc. –, complétés par cinq items relatifs au ménage – logement à bonne température, accès à Internet, capacité à payer les factures, etc. Voir Guio A.-C., Gordon D. et Marlier É. (2012), « *Measuring material deprivation in the EU: Indicators for the whole population and child-specific indicators* », *Methodologies and Working Papers*, Eurostat ; Gleizes F. et Pla A. (2023), « *Un enfant sur dix ne part pas en vacances pour des raisons financières* », *Insee Focus*, n° 294, mars.

34. Burrigand C. et Gleizes F. (2017), « *Pauvreté en conditions de vie et privations des enfants* », *Les Cahiers de l'ONPES*, n° 1, octobre, p. 31-52.

35. L'appariement et les traitements relèvent de la seule responsabilité de l'auteur. Voir DEPP (2021), *Panel d'élèves du second degré, recrutement 2007-2017*, PROGEDO-ADISP, mai ; Insee (2025), *EVA – 2015-2023*, PROGEDO-ADISP, février.

36. Pour plus de détails sur ces deux bases de données, voir l'Annexe 1.

Concrètement :

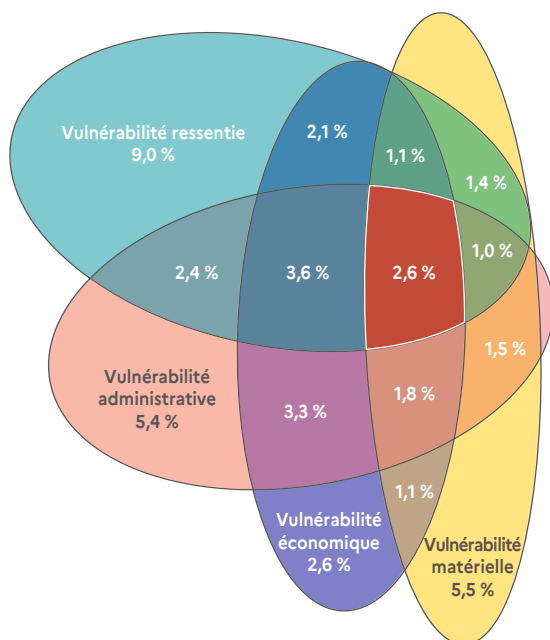
- **Vulnérabilité économique** : mesurée à partir de l'ensemble des revenus du ménage³⁷, avant impôts (sans ajustement pour la taille du ménage³⁸). Sont considérés comme économiquement pauvres les élèves dont les parents se situent parmi les 20 % des ménages aux revenus les plus faibles en France. Cette mesure ne correspond donc pas à la définition statistique classique de la pauvreté monétaire : elle permet plutôt d'identifier les ménages exposés à des contraintes économiques fortes au sens le plus large possible.
- **Vulnérabilité matérielle** : appréhendée à travers l'absence d'un ordinateur ou d'un accès à Internet dans le ménage. En 2008, ces équipements étaient déjà présents dans une très grande majorité des foyers avec enfants et constituaient des ressources essentielles pour la scolarité comme pour la vie sociale. Leur absence traduit donc une privation matérielle significative, signalant une situation de précarité prononcée au sein de l'environnement domestique.
- **Vulnérabilité ressentie** : elle se fonde sur la perception des familles, mesurée par la déclaration selon laquelle

le coût des études est lourd ou difficile à assumer. Dans un contexte où le coût de la scolarité en sixième est modeste, exprimer une telle difficulté constitue ainsi un bon indicateur de la pauvreté ressentie, reflétant une contrainte budgétaire pesante.

- **Vulnérabilité administrative** : mesurée par le statut de boursier, attribué en fonction du revenu fiscal de référence rapporté au nombre d'enfants à charge dans le foyer. Malgré certaines situations de non-recours, cette aide cible les familles les plus modestes – son taux étant proche de celui de la pauvreté des enfants en France – et marque pour elles une première relation d'assistance avec les pouvoirs publics.

Parmi les individus encore présents dans l'enquête en 2023 (voir Encadré 1), 18,2 %³⁹ étaient en situation de vulnérabilité économique en 2008, 16 % matérielle, 23,3 % ressentie, et enfin 21,6 % dans sa dimension administrative. Le schéma 1 présente un diagramme de Venn, un outil permettant de visualiser graphiquement le degré de recouvrement entre plusieurs ensembles. Il montre comment les différentes formes de pauvreté se superposent ou, au contraire, concernent des populations distinctes.

Schéma 1 – Diagramme de Venn des différentes formes de vulnérabilité subies à l'entrée au collège



Aucune vulnérabilité : 55,6 %

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : en 2008, parmi les 21,6 % d'élèves boursiers (vulnérabilité administrative), 5,4 % n'étaient confrontés qu'à cette seule forme de vulnérabilité, 3,6 % cumulaient également les vulnérabilités économiques et ressenties.

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

37. Tous les types de revenus doivent être comptabilisés, en valeur nette de cotisations sociales et de CSG et avant impôts. Ainsi, il est précisé dans le questionnaire que l'individu doit prendre en compte « les salaires, traitement et primes, revenus d'une activité professionnelle non salariée, allocations de chômage, retraites, prestations liées à la maladie ou l'invalidité, prestations familiales et bourse (allocations familiales, allocation de parent isolé, bourse d'études), RMI, loyers et fermage, intérêts, revenus d'épargne, dividendes, ou encore pensions alimentaires ».

38. Le nombre de personnes de plus de 14 ans vivant dans le foyer des familles interrogées est considéré comme très « imparfaitement renseigné » par la DEPP. Ainsi, nous faisons le choix méthodologique de ne pas appliquer d'échelle d'équivalence tenant compte de la taille du foyer à notre indicateur de vulnérabilité économique. Également, pour les familles n'ayant pas déclaré leurs revenus, les valeurs manquantes ont été imputées par la DEPP à partir de la méthode d'imputation par régression stochastique en mobilisant comme information auxiliaire les caractéristiques de la famille déclarées à l'enquête (PCS, diplôme, composition) pouvant être en relation avec le revenu. La non-réponse est de 43 % en moyenne (37 % si on comptabilise ceux qui ont au moins renseigné leurs revenus en tranches).

39. Du fait de l'attrition, et malgré la repondération, les individus présents dans le premier quintile de revenus en 2008 ne représentent « plus que » 18,2 % de ceux encore présents en 2023.



On y voit que certaines dimensions, comme la pauvreté économique et la pauvreté fondée sur critères sociaux (administrative), se recoupent fréquemment, traduisant une proximité logique entre faibles revenus et recours aux aides publiques. D'autres, comme la pauvreté ressentie ou la pauvreté matérielle, touchent aussi des adolescents qui ne cumulent pas nécessairement plusieurs difficultés, révélant des expériences plus spécifiques, et pour certains plutôt des formes de « vulnérabilité » que des situations de pauvreté. Enfin, près de 44,4 % des jeunes connaissent au moins une de ces formes de vulnérabilité, contre 55,6 % aucune.

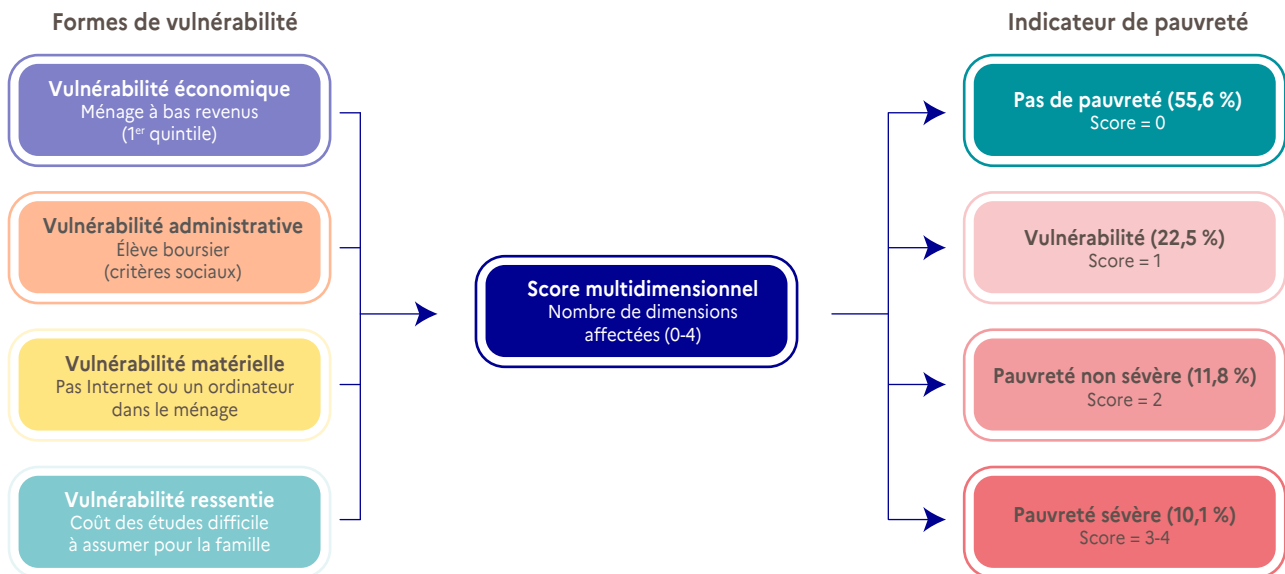
À partir du recouvrement des quatre types de vulnérabilité, nous pouvons construire un indicateur multidimensionnel de pauvreté qui mesure l'intensité de l'exposition à la pauvreté en fonction du nombre de dimensions dans lesquelles chaque élève est affecté (voir Schéma 2). Ainsi, 55,6 % des élèves ne sont confrontés à aucune forme de vulnérabilité, tandis que 22,5 % en connaissent une seule dimension. Les 21,9 % restants cumulent au moins deux formes : 11,8 % sont touchés par deux dimensions (pauvreté « non sévère ») et 10,1 % par trois ou quatre (pauvreté « sévère »)⁴⁰.

Contextes familiaux et parcours scolaires à l'épreuve de la pauvreté

On le sait, certaines caractéristiques sont associées à un risque nettement plus élevé d'exposition à la pauvreté au sein des ménages (chômage, faible niveau de diplôme, etc.)⁴¹. Les enfants grandissant en situation de pauvreté sont également surreprésentés dans certaines configurations familiales, en particulier dans les familles monoparentales⁴². Le tableau 1 page suivante, qui analyse les caractéristiques familiales des jeunes adolescents selon notre indicateur multidimensionnel, confirme sans surprise que les élèves en situation de pauvreté (sévère ou non) vivent en moyenne bien plus souvent en famille monoparentale, ont des parents nettement moins diplômés, appartiennent plus fréquemment à des ménages où les deux parents sont immigrés, et sont plus souvent nés à l'étranger ou dans une région d'outre-mer.

Notre indicateur met en outre en évidence l'intensité toute particulière des difficultés auxquelles sont confrontés les élèves en situation de pauvreté sévère. Il fait en effet apparaître un net gradient d'intensité des difficultés : tout d'abord entre les élèves non pauvres et les élèves vulnérables

Schéma 2 – Indicateur multidimensionnel d'intensité de la pauvreté à l'adolescence



Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : 55,6 % des élèves de sixième ne cumulent aucune forme de vulnérabilité et sont donc considérés comme « non en situation de pauvreté » en 2008.

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

40. L'Annexe 2 de cette Note d'analyse présente également la variété des combinaisons de vulnérabilités auxquelles sont confrontés les élèves en situation de pauvreté. Par exemple, parmi les adolescents en situation de pauvreté non sévère, un peu plus d'un sur quatre combine les vulnérabilités économique et administrative, tandis qu'un sur cinq est concerné par une combinaison des vulnérabilités administrative et ressentie.

41. Insee (2025), « L'essentiel sur... la pauvreté », Chiffres-clés, juillet.

42. Insee (2024), « Niveau de vie et pauvreté selon la configuration familiale », op. cit. ; de Montagnac M., Solaz A. et Bonnet C. (2024), « Séparation des parents : quel impact sur le niveau de vie des enfants ? », La Note d'analyse, n° 132, France Stratégie, janvier.

(provenant de ménages modestes), mais ensuite, et sans commune mesure, entre ces derniers et ceux en situation de pauvreté, notamment sévère. Par exemple, la monoparentalité concerne près d'un enfant sur deux en pauvreté sévère et environ un sur trois en pauvreté non sévère

(contre 6 % chez les non-pauvres, et 14 % chez les élèves vulnérables). De même, pour près d'un jeune sur deux en situation de pauvreté sévère, le diplôme le plus élevé des parents est le brevet ou moins (environ un sur trois en pauvreté non sévère, 5 % chez les non-exposés⁴³).

Tableau 1 – Caractéristiques familiales selon le statut de pauvreté à l'entrée au collège

	STATUT DE PAUVRETÉ ¹				Ensemble
	Non-pauvre	Vulnérable	Pauvre (non sévère)	Sévèrement pauvre	
Configuration familiale					
Son père et sa mère	85 %	74 %	55 %	42 %	75 %
En garde alternée	3 %	3 %	4 %	3 %	3 %
Famille monoparentale	6 %	14 %	32 %	49 %	15 %
Famille recomposée	6 %	8 %	8 %	5 %	6 %
Autres (famille restante, DDASS...)	0 %	0 %	1 %	1 %	0 %
Diplôme le plus élevé des parents					
Au moins un master	30 %	10 %	4 %	2 %	19 %
Bac +2 ou 3	24 %	15 %	7 %	4 %	18 %
Baccalauréat (ou équivalent)	20 %	21 %	16 %	12 %	19 %
CAP/BEP (ou équivalent)	21 %	38 %	41 %	33 %	29 %
Diplôme national du brevet ou moins	5 %	15 %	32 %	49 %	15 %
Catégorie socioprofessionnelle du responsable du ménage					
CPIS	32 %	10 %	3 %	2 %	21 %
Profession intermédiaire	22 %	19 %	10 %	7 %	18 %
Petit indépendant	12 %	12 %	12 %	9 %	12 %
Employé	11 %	16 %	25 %	30 %	16 %
Ouvrier	23 %	43 %	49 %	43 %	33 %
Inactif	0 %	0 %	1 %	8 %	1 %
Situation d'emploi de la mère					
En emploi	87 %	78 %	60 %	45 %	78 %
Pas en emploi	13 %	22 %	40 %	55 %	22 %
Nombre de frères/sœurs au domicile²					
Seul enfant	13 %	15 %	15 %	18 %	14 %
Un(e) ou deux	80 %	68 %	62 %	56 %	73 %
Trois ou plus	7 %	17 %	23 %	26 %	13 %
Origine migratoire					
Parents natifs	89 %	81 %	74 %	72 %	84 %
Parents mixtes	7 %	8 %	9 %	12 %	8 %
Deux parents immigrés	4 %	11 %	16 %	16 %	8 %
Lieu de naissance					
Région de l'Hexagone	96 %	94 %	88 %	75 %	93 %
Région d'outre-mer	1 %	3 %	6 %	16 %	4 %
Étranger	2 %	4 %	7 %	10 %	4 %
Perte familiale³					
Pas de décès dans la famille proche	98 %	95 %	91 %	91 %	96 %
Décès dans la famille proche	2 %	5 %	9 %	9 %	4 %

1 : pour l'ensemble des variables présentées, les différences de distribution selon le statut de pauvreté sont statistiquement significatives (test du χ^2 , $p < 0,001$) ;
2 : dont demi-frères et demi-sœurs ; 3 : père, mère, frères ou sœurs.

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2007-2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : parmi les élèves entrés en sixième en 2007-2008, près de 15 % vivaient dans un ménage monoparental (avec un seul parent). Cette proportion est de 6 % chez les élèves non pauvres, 14 % chez les élèves vulnérables, 32 % chez ceux confrontés à une pauvreté « non sévère » et 49 % chez ceux confrontés à une pauvreté « sévère ».

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

43. Nous utiliserons dans la suite de cette étude les termes « non-pauvres » et « non-exposés » (à la pauvreté à l'entrée au collège) comme des équivalents.



Dans le prolongement de ces constats, et conformément à la forte corrélation entre milieu d'origine et trajectoires scolaires, les élèves en situation de pauvreté présentent également, dès l'entrée en sixième, des parcours plus heurtés que leurs camarades (voir Annexe 3). En effet, plus l'intensité de la pauvreté augmente, plus la proportion d'enfants entrés en maternelle tardivement (après l'âge de 3 ans) s'accroît, tout comme le risque d'arriver « en retard » à l'entrée en sixième ou encore d'être scolarisé dans un collège relevant de l'éducation prioritaire. Par exemple, si près de 8 % des adolescents non pauvres ont redoublé en primaire, ce taux atteint 16 % chez les élèves vulnérables et près de 31 % chez ceux en situation de pauvreté sévère (28 % non sévère). Les aspirations des parents pour leurs enfants sont également plus limitées : si, parmi les parents d'élèves non exposés à la pauvreté, plus de la moitié envisagent dès la sixième un baccalauréat général comme orientation pour leurs enfants, ce n'est le cas que de 28 % des parents d'élèves en situation de pauvreté sévère. *In fine*, ces différences de parcours se reflètent dans les acquis mesurés⁴⁴.

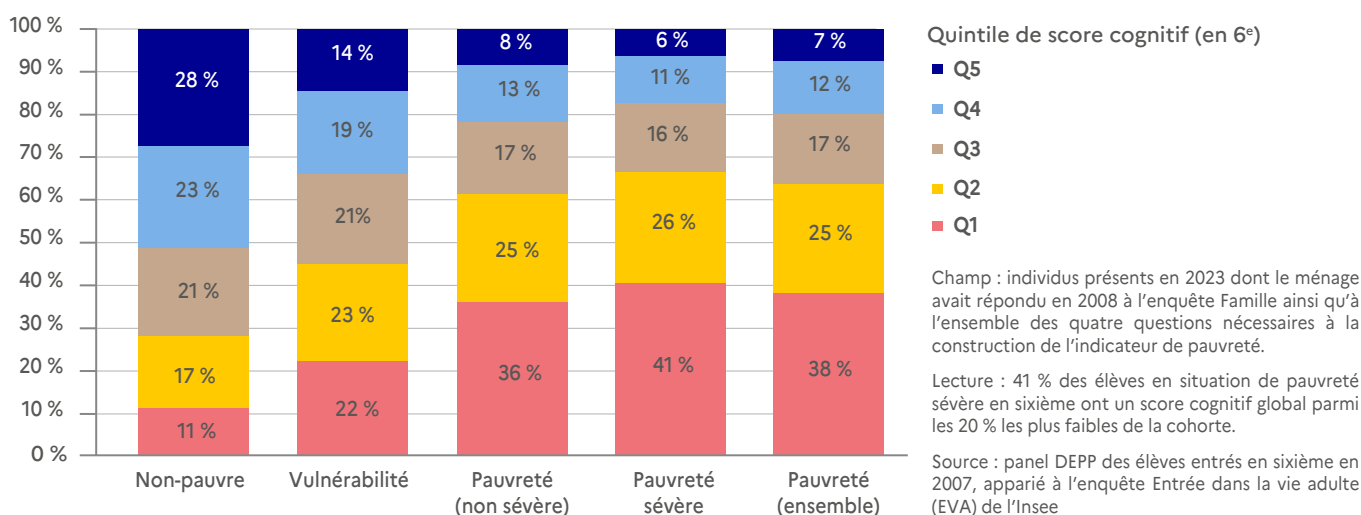
En fin de sixième, des épreuves psychométriques standardisées permettent une comparaison fine des compétences sur un nombre important d'items⁴⁵(voir Graphique 1). Nous mobilisons le score global (agrégé et standardisé), classé en quintiles. Ainsi, près de quatre élèves sur dix en situation de pauvreté sont dans le premier quintile, c'est-à-dire qu'ils ont un score parmi les 20 % les plus faibles (contre 11 %

chez les non-pauvres), tandis que la présence dans le dernier quintile (20 % des scores les plus élevés) tombe à environ 7 % (contre 28 % chez les non-pauvres). Autrement dit, les inégalités d'environnement et de parcours se traduisent en inégalités d'acquis en sixième. Ce constat se retrouve également en termes de compétences socioémotionnelles lorsqu'on analyse le sentiment d'efficacité scolaire des élèves⁴⁶, une caractéristique qui influe sur la réussite scolaire et, plus tard, l'insertion professionnelle⁴⁷ (voir Annexe 5).

DE L'ADOLESCENCE À L'ENTRÉE DANS LA VIE ADULTE : CONDITIONS DE VIE ET « SURPÉNALTÉ FÉMININE »

En 2007-2008, à l'entrée au collège, les élèves confrontés à la pauvreté cumulaient ainsi de nombreuses fragilités scolaires. Seize ans plus tard, à 26-27 ans, que sont devenus ces adolescents ? Le tableau 2 page suivante permet d'observer leur situation en début de vie adulte. Les difficultés observées dès la sixième se prolongent jusqu'à la fin de la formation initiale, avec des niveaux de diplôme nettement plus faibles chez celles et ceux exposés à la pauvreté à l'entrée au collège. Parmi les non-exposés, plus d'une personne sur deux est diplômée du supérieur long, contre 18 % parmi celles et ceux ayant connu une pauvreté sévère (24 % chez les « non-sévères »). À l'inverse, près de quatre

Graphique 1 – Répartition des quintiles de score cognitif en sixième selon le statut de pauvreté à l'entrée au collège



44. En amont des résultats aux tests psychométriques en fin de sixième, les évaluations nationales en français et en mathématiques à l'entrée en sixième permettent également de confirmer ces écarts dans les acquis dès l'entrée en sixième. En effet, la proportion d'élèves appartenant aux 20 % des scores les plus faibles est de 37 % à 39 % chez les élèves en situation de pauvreté (sévère ou non) en mathématiques et en français, contre 12 % à 14 % chez les non-pauvres et 22 % à 24 % chez les élèves vulnérables (voir Annexe 4).

45. La mémoire encyclopédique, les mathématiques, le traitement de phrases lacunaires, la lecture silencieuse ou encore le raisonnement sur cartes de Chartier. Voir Ben Ali L. et Vourc'h R. (2015), « Évolution des acquis cognitifs au collège au regard de l'environnement de l'élève. Constat et mise en perspective longitudinale », *Éducation & formations*, n° 86-87, mai, p. 211-233.

46. Croyance de l'élève dans sa capacité à réussir en contexte scolaire. Voir Augereau T. et Ben Ali L. (2019), « La motivation et le sentiment d'efficacité des élèves baissent de façon socialement différenciée au cours du collège », *Note d'information*, n° 19.02, DEPP, mars.

47. Algan Y., Huillery É. et Prost C. (2018), « Confiance, coopération et autonomie : pour une école du XXI^e siècle », *Les notes du Conseil d'analyse économique*, n° 48, octobre.

personnes sur dix passées par une pauvreté sévère quittent la formation sans le baccalauréat (30 % chez les « non-sévères »), contre environ une sur dix parmi les non-exposés.

Ces écarts se traduisent par une insertion sur le marché du travail bien plus difficile : à 26-27 ans, 28 % des personnes passées par une pauvreté sévère ne sont ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET), contre 10 % parmi les non-exposés (19 % chez les « non-sévères »). Parmi celles et ceux qui occupent un emploi, la structure des catégories socioprofessionnelles est également moins favorable. Enfin, les jeunes adultes ayant connu la pauvreté à l'entrée au collège vivent plus souvent toujours avec leurs parents, ont plus souvent déjà eu au moins un enfant ou encore sont moins mobiles géographiquement. Les trajectoires des jeunes issus de milieux modestes (« vulnérables ») se situent finalement dans un entre-deux : études plus courtes

et risque de NEET plus élevé que chez les non-exposés, mais des écarts sans commune mesure avec ceux observés chez les jeunes qui ont été exposés à la pauvreté.

Pour les personnes occupant un emploi salarié, un indicateur complémentaire, plus fin que la seule catégorie socioprofessionnelle, est le salaire net. Le graphique 2 page suivante en présente, pour la cohorte, les quintiles et met en évidence une prévalence d'anciens élèves pauvres en bas de la distribution. En effet, près d'un tiers de celles et ceux ayant connu une pauvreté sévère se situent parmi les 20 % de salaires les plus faibles, constat d'autant plus frappant que ces chiffres excluent par définition la forte proportion d'entre eux éloignée de l'emploi (NEET). Toutefois, nous observons également de l'hétérogénéité dans les trajectoires : près de un sur dix, parmi ceux qui étaient en situation de pauvreté à l'entrée au collège, ont un salaire parmi les 20 %

Tableau 2 – Caractéristiques en début de vie adulte (2023) selon le statut de pauvreté à l'entrée au collège

	STATUT DE PAUVRETÉ				Ensemble
	Non-pauvre	Vulnérable	Pauvre (non sévère)	Sévèrement pauvre	
Niveau de diplôme le plus élevé					
Au moins bac +3	53 %	34 %	24 %	18 %	42 %
Bac +2	12 %	12 %	10 %	11 %	12 %
Baccalauréat (ou équivalent)	24 %	34 %	35 %	31 %	28 %
CAP/BEP (ou équivalent)	6 %	11 %	16 %	22 %	10 %
Diplôme national du brevet ou moins	4 %	8 %	14 %	18 %	8 %
Situation d'emploi					
Emploi en CDI ou fonctionnaire	59 %	57 %	56 %	49 %	57 %
Autres types d'emploi	20 %	21 %	18 %	17 %	20 %
Cumul emploi-études	8 %	6 %	5 %	4 %	7 %
En étude sans emploi	3 %	3 %	2 %	2 %	3 %
NEET	10 %	13 %	19 %	28 %	14 %
Lieu d'habitation					
Avec les parents ou la famille	17 %	23 %	28 %	29 %	21 %
Seul ou avec un conjoint	75 %	71 %	66 %	66 %	72 %
Autres personnes (colocataire, famille du conjoint...)	8 %	6 %	6 %	5 %	7 %
Nombre d'enfants					
N'a pas d'enfant	89 %	80 %	76 %	70 %	83 %
A au moins un enfant	11 %	20 %	24 %	30 %	17 %
Catégorie socioprofessionnelle (en emploi)					
Petit indépendant	4 %	5 %	4 %	5 %	4 %
CPIS	29 %	17 %	11 %	9 %	23 %
Profession intermédiaire	33 %	31 %	27 %	27 %	32 %
Employé	20 %	29 %	31 %	33 %	24 %
Ouvrier	13 %	19 %	27 %	26 %	17 %
Mobilité de département de résidence entre 2007 et 2023					
Réside dans le même département	55 %	64 %	68 %	70 %	60 %
Réside dans un autre département	45 %	36 %	32 %	30 %	40 %

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

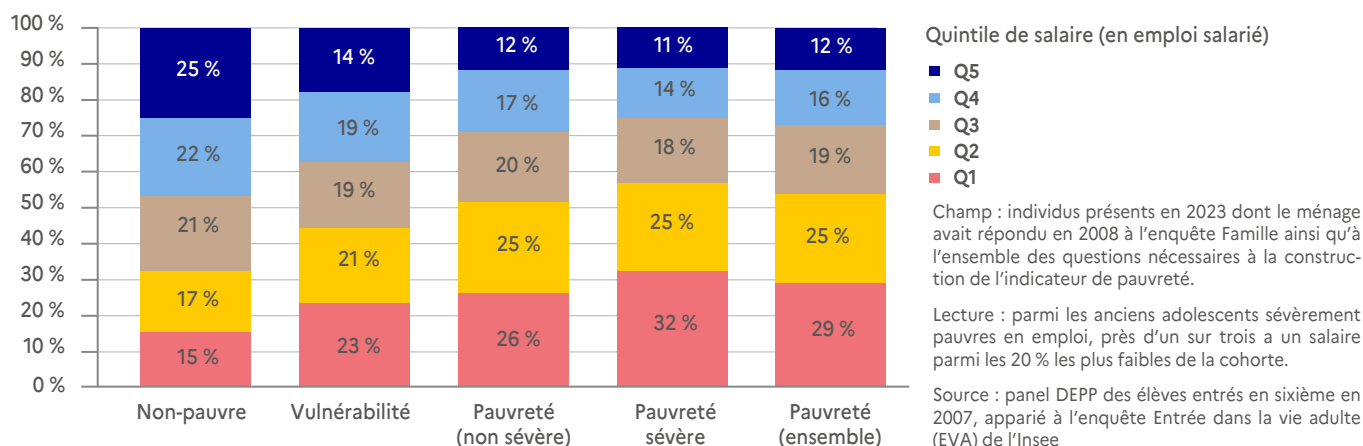
Note : pour l'ensemble des variables présentées, les différences de distribution selon le statut de pauvreté sont statistiquement significatives (test du χ^2 , $p < 0,001$).

Lecture : près de 42 % des élèves entrés en sixième en 2007-2008 sont diplômés du supérieur long (au moins bac +3). La proportion atteint 53 % chez les personnes non exposées à la pauvreté à l'adolescence, contre 18 % chez celles en pauvreté sévère.

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee



Graphique 2 – Répartition des quintiles de salaire en début de vie active pour les personnes en emploi (2023) selon le statut de pauvreté à l'entrée au collège



les plus élevés, traduisant une forte ascension sociale, notamment acquise par le biais de l'obtention d'un diplôme du supérieur⁴⁸.

Le paradoxe de la « surpénalité féminine »

Seize ans après leur entrée au collège, les anciens élèves pauvres accèdent à la vie adulte dans des conditions, en moyenne, nettement moins favorables. Les sorties précoces du système éducatif sont plus fréquentes, le risque d'être ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET) est plus élevé et, lorsqu'ils accèdent à l'emploi, celui-ci se concentre plus souvent dans les positions les moins qualifiées et les moins rémunératrices – avec des écarts d'autant plus marqués que la pauvreté initiale était intense. Reste une question centrale : ces trajectoires se dessinent-elles de la même manière selon le sexe ? Nos précédents travaux ont montré sur une cohorte plus âgée (30-54 ans) que la reproduction de la pauvreté est plus marquée pour les femmes en France⁴⁹. Si, chez les hommes, les écarts de taux de pauvreté avec la population non exposée à la pauvreté à l'adolescence s'expliquent majoritairement par des différences de parcours éducatifs, la persistance de la pauvreté chez les femmes tient également à d'autres facteurs tels que la monoparentalité. Les perspectives d'ascension sociale au cours de la carrière sont également moins fréquentes chez les femmes en début de carrière que chez les hommes⁵⁰, tandis que les trajectoires de très bas revenus sont plus persistantes pour elles⁵¹. Sur une cohorte plus jeune et plus récente, peut-on déjà en observer les prémices avec une persistance des conditions de vie défavorables plus importante pour les femmes ?

Le graphique 3 page suivante illustre la distribution des diplômes selon le sexe et le statut de pauvreté à l'adolescence. Comme attendu, les femmes accèdent en moyenne davantage à l'enseignement supérieur, y compris parmi les plus pauvres. Ainsi, parmi celles et ceux qui ont connu une situation de pauvreté, 27 % des femmes obtiennent un diplôme du supérieur long, contre 16 % des hommes – soit un écart de 11 points de pourcentage. En cas de pauvreté sévère à l'adolescence, la différence est encore plus marquée : 23 % des femmes atteignent le supérieur long, contre 12 % des hommes. En bas de la distribution, les écarts entre hommes et femmes sont plus réduits⁵². L'avantage relatif des femmes en haut de la distribution ne remet toutefois pas en cause le constat d'ensemble : le niveau de diplôme décroît fortement avec l'intensité de la pauvreté initiale, et ce pour les deux sexes.

Les femmes ayant connu la pauvreté à l'adolescence accèdent donc, en moyenne, à des niveaux de diplôme plus élevés que les hommes. Pourtant elles rencontrent des conditions d'entrée dans la vie adulte plus défavorables (voir Graphique 4 page suivante). Un bon indicateur de ces difficultés, pour de jeunes adultes, est la proportion de NEET. Parmi les non-exposés, cette proportion est proche entre femmes et hommes (autour de 10 %-11 %). En revanche, chez celles et ceux qui ont connu la pauvreté, les écarts se creusent : plus d'une femme sur quatre est NEET en début de vie adulte, contre un peu plus d'un sur cinq chez les hommes ; en cas de pauvreté sévère à l'adolescence, la proportion de femmes NEET culmine à un tiers, soit près de dix points de pourcentage de plus que chez les hommes. Comment expliquer un tel paradoxe ? Si l'élément le plus

48. Galtier B. et Harfi M. (2023), *Les politiques publiques en faveur de la mobilité sociale des jeunes*, rapport pour l'Assemblée nationale, France Stratégie, octobre.

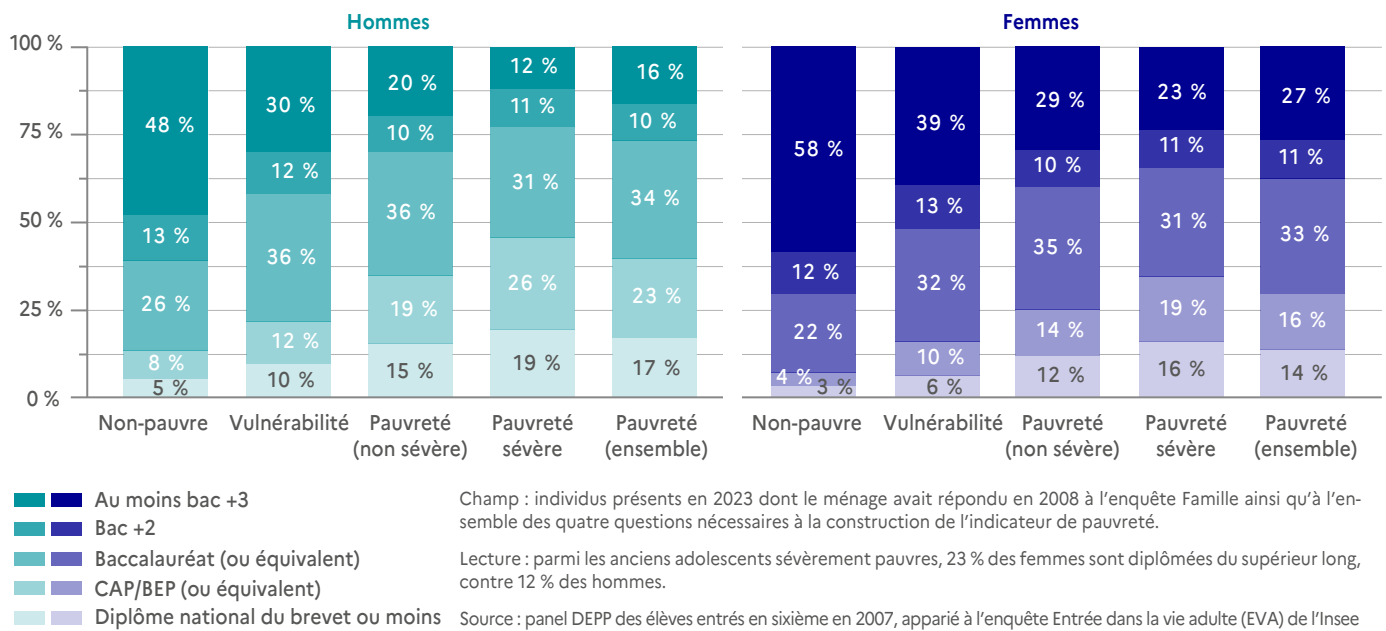
49. Peruyero C. (2024), « La vie devant soi : adolescence précaire, avenir incertain ? », *op. cit.*

50. De Bernis X. et Peruyero C. (à paraître), note du HCSP.

51. André M., Loisel T. et Sicsic M. (2024), « Un tiers des personnes à très bas revenus en 2003 le sont encore près de 20 ans plus tard », dans Insee, *Les revenus et le patrimoine des ménages. Édition 2024, op. cit.*

52. En Annexe 6, un tableau descriptif global permet également d'observer d'autres différences de caractéristiques selon le sexe en début de vie adulte : par exemple, les femmes ayant connu la pauvreté à l'entrée au collège ont plus souvent quitté le domicile parental et, surtout, ont bien plus fréquemment déjà eu un enfant – deux fois plus souvent que les hommes.

Graphique 3 – Distribution des plus hauts niveaux de diplômes atteints par sexe et statut de pauvreté à l'entrée au collège

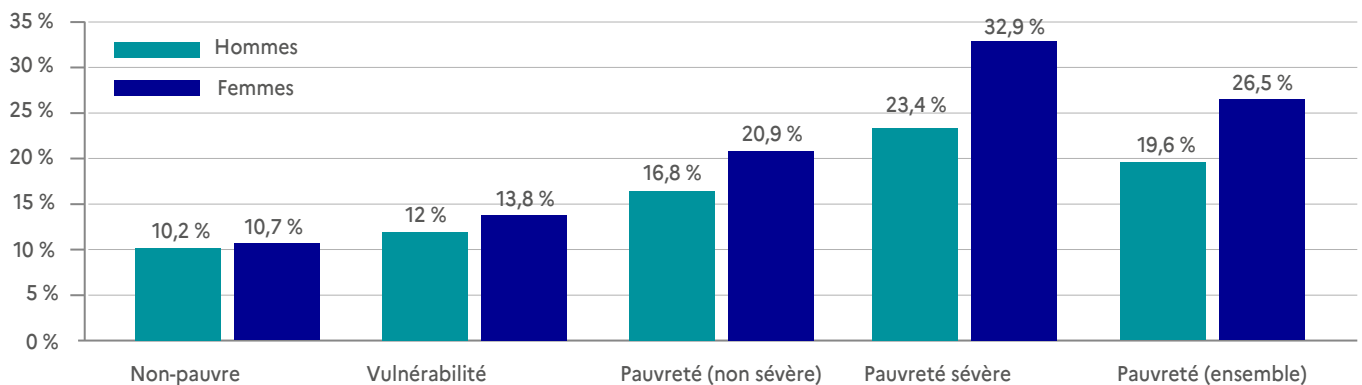


fondamental tient à la forte concentration des NEET parmi les femmes les moins diplômées, l'écart se constate également en haut de la distribution. Parmi les femmes sorties de formation initiale avec un diplôme inférieur au baccalauréat, la proportion de NEET dépasse en effet une sur deux lorsqu'elles ont connu une pauvreté sévère à l'adolescence (voir Tableau 3 page suivante). Chez les hommes, cette proportion demeure très élevée – elle avoisine un sur trois – mais reste nettement bien inférieure. À l'inverse, parmi les jeunes non exposés à la pauvreté à l'adolescence, l'écart femmes-hommes est très limité. À l'autre bout de la distribution, parmi les diplômés du supérieur, la

proportion de NEET est identique chez les non-exposés (8 % pour les femmes comme pour les hommes). En revanche, chez celles et ceux qui ont connu la pauvreté à l'adolescence, elle demeure relativement stable chez les hommes tandis qu'elle double chez les femmes (le niveau d'études est alors moins protecteur pour ces dernières).

Ces observations soulignent un point central : si les femmes sont en moyenne plus diplômées, celles qui ne le sont pas s'exposent à un risque d'éloignement du marché du travail nettement plus élevé que les hommes – un écart qui n'apparaît pas chez les non-exposés à la pauvreté à l'entrée au

Graphique 4 – Proportion d'individus NEET âgés de 26-27 ans en 2023 selon le statut de pauvreté à l'entrée au collège et le sexe (en %)



Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : parmi les anciens élèves sévèrement pauvres à l'entrée au collège en 2007-2008, 32,9 % des femmes ne sont ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET) en 2023, contre 23,4 % des hommes.

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee



Tableau 3 – Proportion d’individus NEET en début de vie adulte selon le niveau de diplôme et le statut de pauvreté

	STATUT DE PAUVRETÉ									
	Non-pauvre		Vulnérable		Pauvre (non sévère)		Sévèrement pauvre		Ensemble	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Diplôme du supérieur	8 %	8 %	10 %	9 %	8 %	16 %	12 %	17 %	9 %	17 %
Baccalauréat	11 %	15 %	12 %	18 %	18 %	19 %	20 %	28 %	19 %	23 %
Diplôme inférieur au baccalauréat	19 %	22 %	16 %	22 %	22 %	31 %	32 %	53 %	27 %	43 %

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l’enquête Famille ainsi qu’à l’ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l’indicateur de pauvreté.

Lecture : parmi les anciens adolescents sévèrement pauvres diplômés du baccalauréat, 28 % des femmes sont NEET, contre 20 % des hommes.

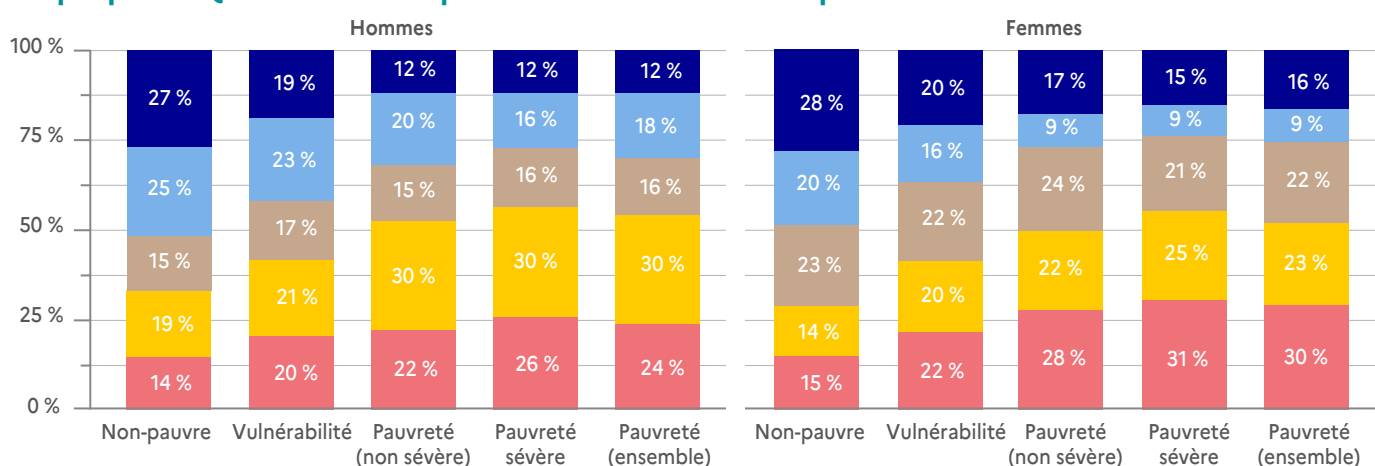
Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l’enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l’Insee

collège. Une partie de ces écarts tient aux enfants : la part de femmes ayant déjà eu au moins un enfant est nettement plus élevée que chez les hommes⁵³, or la maternité constitue un facteur documenté de situation de NEET chez les femmes⁵⁴. Ces inégalités ne se limitent pas à l’éloignement du marché du travail, mais se prolongent au contraire chez les salariés en emploi (voir Graphique 5). L’analyse des quintiles de salaire, sur des distributions séparées par sexe, montre une polarisation marquée : les femmes pauvres à l’adolescence se trouvent plus souvent dans les 20 % de salaires les plus faibles (30 %, contre 24 % chez les hommes pauvres à l’adolescence). En revanche, du fait d’un niveau moyen de diplôme plus élevé, elles sont aussi davantage présentes dans le dernier quintile (16 % contre 12 %). Finalement, pour celles qui n’obtiennent pas de diplôme élevé, les difficultés salariales sont plus prononcées que pour les hommes dans la même situation.

Un constat robuste, indépendamment des caractéristiques familiales

Au-delà du constat descriptif, il est important de distinguer ce qui relève de la pauvreté à l’adolescence elle-même de ce qui tient à des désavantages qui lui sont corrélés. En effet, nous avons mis en évidence un ensemble de caractéristiques familiales défavorisées à l’entrée en sixième – le niveau d’études des parents, le milieu social ou encore la structure du ménage –, associées à la pauvreté et influençant également les trajectoires individuelles. Par exemple, avoir des parents peu diplômés réduit la probabilité d’accès à l’enseignement supérieur et augmente, à l’inverse, celle d’une orientation vers des filières courtes ou professionnalisantes⁵⁵. Or, un niveau de diplôme élevé protège contre le risque d’être NEET et s’accompagne, en moyenne, de salaires plus élevés. Ne pas tenir compte de ces facteurs pourrait

Graphique 5 – Quintile de salaire par sexe et selon le statut de pauvreté à l’adolescence



Quintile de salaire (parmi le même sexe)

■ Q5 ■ Q3 ■ Q1
■ Q4 ■ Q2

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l’enquête Famille ainsi qu’à l’ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l’indicateur de pauvreté.

Lecture : parmi les anciennes adolescentes sévèrement pauvres en emploi, près d’une sur trois (31 %) a un salaire parmi les 20 % les plus faibles des femmes de la cohorte.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l’enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l’Insee

53. Voir le tableau descriptif des caractéristiques en début de vie adulte par sexe et statut de pauvreté à l’entrée au collège en Annexe 6.

54. Vuillier-Devillers F. (2023), « Après un pic dû à la crise sanitaire, la part des jeunes ni en emploi, ni en études, ni en formation repart à la baisse », *Insee Focus*, n° 285, janvier.

55. Dabet G., Épiphanie D. et Personnaz E. (2024), « Origine sociale, diplôme et insertion : la force des liens », *Céreq Bref*, n° 452, mai.

ENCADRÉ 2 – Variables d'intérêt et méthodologie

Pour chaque indicateur de risque de pauvreté (sortie du système éducatif avec un diplôme inférieur au baccalauréat, être NEET en début de vie adulte, avoir un salaire parmi les 20 % les plus faibles de la cohorte en emploi salarié), nous estimons un modèle probit contrôlant un large ensemble de caractéristiques familiales et environnementales observées en 2008⁵⁶. Pour permettre une lecture en termes de probabilité, toutes choses égales par ailleurs, sont reproduits ici les effets marginaux moyens correspondant au modèle probit estimé⁵⁷.

conduire à attribuer à la pauvreté elle-même ce qui relève, pour partie, du capital scolaire familial. Cette distinction importe aussi pour l'action publique : selon que l'effet relève de la pauvreté elle-même ou de désavantages corrélés, les leviers de politiques publiques à mobiliser diffèrent.

Pour tenir compte de ces désavantages corrélés, nous estimons des modèles probit (voir Encadré 2), en nous concentrant sur trois indicateurs : la probabilité de sortir de formation initiale avec un diplôme inférieur au baccalauréat ; celle de n'être ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET) en 2023 ; et celle de percevoir un faible salaire (parmi les 20 % les plus faibles de la cohorte en emploi salarié) en 2023. Les modèles contrôlent dix caractéristiques exogènes – au sens où l'individu n'a pas d'influence sur elles – observées

Enfin, pour tester si l'impact de la pauvreté à l'entrée au collège diffère sur ces différents risques entre les hommes et les femmes, nous introduisons un terme d'interaction dans nos modèles. Cela nous permet de quantifier ce que nous définissons comme une « surpénalité féminine », c'est-à-dire la double différence de risque entre les sexes (pour chacun de nos indicateurs) selon leur exposition initiale ou non à la pauvreté (entre exposés ou non à la pauvreté à l'entrée au collège). Un écart positif et manifeste signifie alors que la pauvreté vécue au début de l'adolescence pénalise plus fortement les trajectoires des femmes que celles des hommes, avec un risque accru de pauvreté en début de vie adulte (voir l'Annexe 7 pour les détails méthodologiques et les équations associées).

lors de leur entrée au collège⁵⁸. Pour simplifier la lecture des résultats, nous transformons les coefficients du probit en effets marginaux moyens, interprétables comme des différences moyennes de probabilité par rapport à la catégorie de référence (les personnes non pauvres à l'entrée au collège). Si cette méthodologie ne permet pas de garantir avec certitude un lien de cause à effet, les différences entre nos groupes ne sont plus imputables à des caractéristiques familiales ou sociodémographiques corrélées à la pauvreté.

Le tableau 4 confronte, pour chaque indicateur, l'écart « brut » (descriptif, sans contrôle) et l'écart « contrôlé » (tenant compte des caractéristiques familiales à l'adolescence). Ainsi, l'écart de sortie du système scolaire sans baccalauréat entre les anciens adolescents confrontés à

Tableau 4 – Estimations des associations entre la pauvreté à l'entrée au collège et différentes dimensions liées aux conditions de vie des individus en début de vie adulte (2023)

	DIPLÔME < BACCALAURÉAT		NEET		BAS SALAIRE (Q1)	
	Brut	Contrôlé	Brut	Contrôlé	Brut	Contrôlé
Statut de pauvreté à l'entrée au collège (réf. non pauvre)						
Vulnérabilité	0,086*** (0,011)	0,012 (0,010)	0,025*** (0,008)	0,004 (0,009)	0,078*** (0,012)	0,040*** (0,012)
Pauvreté (non sévère)	0,197*** (0,017)	0,069*** (0,016)	0,082*** (0,013)	0,032** (0,015)	0,109*** (0,018)	0,049** (0,020)
Pauvreté sévère	0,297*** (0,020)	0,097*** (0,020)	0,178*** (0,018)	0,051*** (0,018)	0,171*** (0,023)	0,067** (0,026)
Nombre d'observations	18 108	15 581	18 103	15 576	13 358	11 603

*p < 0,10 ; **p < 0,05 ; ***p < 0,01.

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Note : bas salaire = premier quintile des salaires (20 % les plus faibles parmi ceux en emploi salarié).

Lecture : les personnes qui ont été confrontées à une situation de pauvreté sévère à l'entrée au collège ont, à environnement familial et sociodémographique comparable, une probabilité d'avoir obtenu un diplôme inférieur au baccalauréat significativement supérieure de 9,7 points de pourcentage à celle des anciens adolescents n'ayant pas été exposés à la pauvreté (p < 0,01).

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

56. Voir l'Annexe 7 et la note de bas de page n° 58.

57. À l'aide du package *marginalEffects* sous R. Voir Arel-Bundock V., Greifer N. et Heiss A. (2024), « How to interpret statistical models using *marginalEffects* for R and Python », *Journal of Statistical Software*, vol. 111(9), p. 1-32.

58. Les variables de contrôle, présentées de manière descriptive selon le statut de pauvreté à l'entrée au collège dans la première partie de l'étude, sont : le plus haut niveau de diplôme des parents, la structure du ménage, le lieu de naissance (dont outre-mer), la catégorie socioprofessionnelle du responsable du ménage, la typologie de la commune de résidence, le fait d'avoir connu un décès dans la famille, la taille de la fratrie dans le ménage, et la situation d'emploi de la mère à cette période. Nous contrôlons également par le sexe de l'individu. Un schéma est disponible en Annexe 2, tout comme les modalités retenues pour chaque variable de contrôle (voir par ailleurs le Tableau 1 *supra*).



une pauvreté sévère et les non-exposés avoisine 30 points de pourcentage (colonne « Brut ») : 10 %, contre 40 %. Une fois prises en compte les caractéristiques familiales et sociodémographiques à l'entrée en sixième (colonne « Contrôlé »), cet écart se réduit nettement, mais demeure significatif : il atteint 9,7 points de pourcentage en cas de pauvreté sévère et 6,9 points en cas de pauvreté moins sévère.

Ce constat se vérifie concernant nos deux autres indicateurs (NEET, bas salaire) : les écarts observés sans contrôle se resserrent une fois contrôlés les caractéristiques familiales, mais demeurent significatifs. Autrement dit, à caractéristiques comparables à l'adolescence, avoir grandi dans une pauvreté sévère reste associé à une probabilité plus élevée d'être NEET (+5,1 points) et de percevoir un faible salaire en emploi (+6,7 points). Les écarts demeurent également notables pour les situations de pauvreté moins sévère (+3,2 et +4,9 points). En moyenne, la prise en compte de ces facteurs permet d'expliquer de l'ordre de deux tiers des différences observées initialement entre nos groupes.

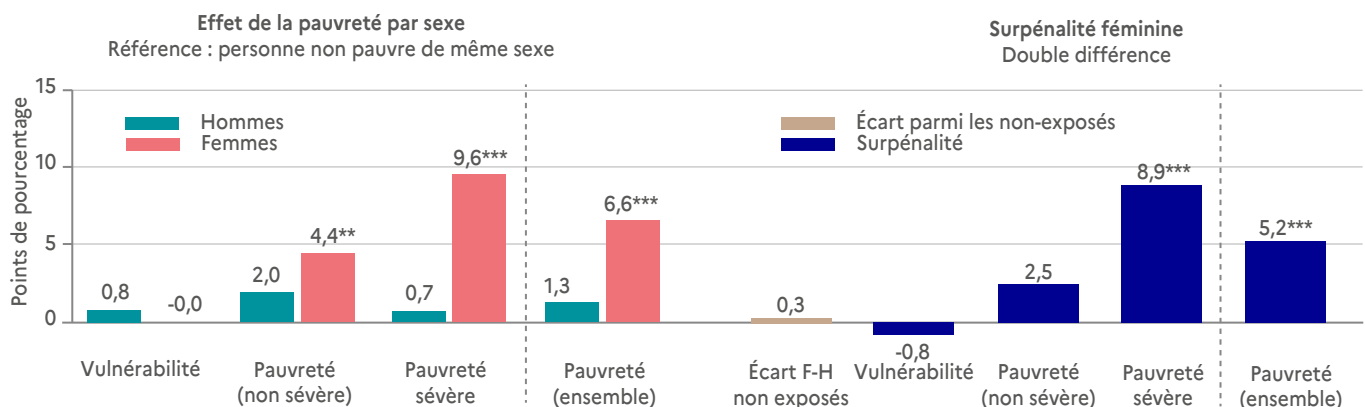
Certaines différences moyennes de trajectoires entre femmes et hommes ayant grandi en situation de pauvreté posent question : relèvent-elles uniquement des inégalités de sexe qui structurent l'entrée dans la vie adulte – éloignement de l'emploi, écarts de salaire – ou bien traduisent-elles une véritable « surpénalité féminine » propre à l'expérience de la pauvreté ? Pour répondre à cette interrogation, nous analysons les effets de la pauvreté à l'entrée au collège en mesurant, pour nos trois indicateurs, les écarts par sexe et

statut de pauvreté (femmes et hommes séparément). Ensuite, nous calculons la « surpénalité féminine », c'est-à-dire l'écart hommes-femmes entre pauvres (pour chaque catégorie) et non-pauvres (la double différence, voir Encadré 2 *supra*) nous permettant de déterminer si les conséquences de la pauvreté sont plus marquées ou non pour les femmes.

Le graphique 6⁵⁹ expose les coefficients concernant la probabilité d'être NEET, en regroupant également nos deux groupes de pauvreté (sévère ou non) dans une même catégorie (ensemble). Les résultats par sexe sont très frappants (partie gauche du graphique) : après contrôle, les estimations ne sont plus significatives parmi les hommes, tandis qu'elles demeurent importantes et significatives chez les femmes. Ainsi, une femme ayant connu une situation de pauvreté sévère à l'entrée au collège conserve une probabilité 9,6 points plus élevée d'être NEET qu'une femme non exposée (4,4 points en cas de pauvreté non sévère), ce que l'on ne retrouve pas parmi les hommes. La partie droite du graphique, qui rapporte la « surpénalité féminine » (la double différence), confirme ce constat : alors que l'écart femmes-hommes est quasi nul parmi les non-exposés (0,2 point), la pauvreté creuse cet écart au détriment des femmes. Cette surpénalité atteint 8,9 points de pourcentage pour les femmes ayant connu une pauvreté sévère (5,2 points en agrégeant nos deux groupes de pauvreté ensemble). Autrement dit, la pauvreté à l'adolescence pénalise bien plus fortement les femmes que les hommes en termes d'éloignement du marché du travail en début de vie adulte.

Graphique 6 – Une « surpénalité féminine » en termes de probabilité d'être NEET en 2023

Contrôlé des caractéristiques familiales et sociodémographiques en sixième



*** p < 0.01 ; ** p < 0.05 ; * p < 0.10.

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : – effet par sexe : une femme ayant connu une situation de pauvreté sévère a une probabilité 9,6 points de pourcentage supérieur d'être NEET qu'une femme non exposée à l'entrée au collège ;
– surpénalité féminine : parmi les individus ayant connu une forme de pauvreté sévère à l'entrée au collège, l'écart femmes-hommes en termes de probabilité d'être NEET est supérieur de 8,9 points à celui observé parmi ceux qui n'étaient pas exposés à la pauvreté durant cette même période.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

59. Voir également le tableau complet en Annexe 9.

L'analyse des autres indicateurs (détaillés en Annexe 8) permet de poursuivre ce constat : même une fois en emploi, il existe toujours une « surpénalité féminine » en termes de probabilité de percevoir un bas salaire. En effet, l'écart femmes-hommes en termes de probabilité d'avoir un salaire parmi les 20 % les plus faibles est près de 5,5 points de pourcentage supérieur entre les plus pauvres à l'entrée au collège (sévères et non sévères ensemble), qu'entre les non-exposés⁶⁰.

Si le risque de sortir de formation initiale avec un diplôme inférieur au baccalauréat est similaire pour les femmes et les hommes, c'est donc à l'entrée dans la vie adulte que les écarts se creusent : d'abord via l'éloignement du marché du travail, puis en termes de niveau de salaire pour celles occupant un emploi.

EFFETS DIRECTS ET INDIRECTS DE LA PAUVRETÉ : MÉCANISMES DE TRANSMISSION EN MILIEU SCOLAIRE ET AU DÉBUT DE LA VIE ADULTE

Le diplôme, principal facteur explicatif des écarts de conditions de vie en début de vie adulte

Les analyses menées jusqu'ici dressent un constat clair : même en tenant compte des caractéristiques familiales d'origine, les élèves confrontés à la pauvreté à l'entrée au collège restent davantage exposés au risque de sortir de formation initiale avec un faible diplôme, d'être NEET et de percevoir un bas salaire, avec une surpénalité marquée pour les femmes concernant ces deux derniers indicateurs. Reste toutefois à en préciser les mécanismes : par quels canaux s'opère l'influence de la pauvreté sur ces trajectoires, au point de conduire à une surexposition aux conditions de vie défavorables ? Agit-elle directement, toutes choses égales par ailleurs, ou au contraire via d'autres facteurs – et lesquels ?

La littérature identifie depuis longtemps le niveau de diplôme comme principal vecteur de transmission des inégalités entre l'adolescence et la vie adulte⁶¹. Pour les femmes, la parentalité pourrait également jouer un rôle central : une récente étude sur données françaises montre que le

« *child penalty* » (pénalité liée à l'arrivée d'un enfant) sur les revenus et l'accès à l'emploi est particulièrement marqué pour les mères peu diplômées en début de vie adulte⁶². Nous formulons enfin l'hypothèse d'un rôle du contexte socioéconomique local : les personnes ayant grandi en situation de pauvreté résident plus fréquemment dans des communes où les taux de pauvreté et de chômage sont élevés. Si ces caractéristiques ont un impact sur les salaires⁶³, des études sur données françaises ont également montré que, du fait notamment d'un effet de sélection, les personnes d'origine modeste « mobiles » provenant de territoires défavorisés sont plus diplômées que les « immobiles ». *In fine*, les faibles opportunités locales sur le marché du travail pénalisent alors fortement ces dernières, particulièrement lorsqu'elles sont moins qualifiées⁶⁴.

Pour mettre à l'épreuve empiriquement ces hypothèses, et comprendre plus spécifiquement leur rôle dans la « surpénalité féminine » mise en évidence en termes de probabilité d'être NEET, nous mobilisons un modèle d'équations structurelles (SEM - *structural equation modeling*). À la différence des approches de médiation simples, limitées à un médiateur unique, le SEM nous permet de modéliser simultanément différentes chaînes prédictives, au sein d'un cadre unifié, de quantifier leurs contributions relatives (voir Encadré 3 page suivante). Ainsi, nous décomposons les effets de trois médiateurs : le plus haut niveau de diplôme atteint, la parentalité (avoir au moins un enfant) et le contexte socioéconomique de la commune de résidence en 2023 (variable latente). Conformément à nos hypothèses, le niveau de diplôme atteint est placé en amont car il influence la probabilité d'avoir des enfants et la sélection résidentielle, et l'ensemble des estimations contrôle les caractéristiques familiales et sociodémographiques des individus. Enfin, pour des raisons de lisibilité et de puissance statistique, nous regroupons les personnes en situation de pauvreté (sévère ou non) à l'adolescence en une catégorie unique, comparée au groupe de référence des non-exposés⁶⁵.

Le Schéma 3 page suivante offre une première lecture synthétique des mécanismes à l'œuvre : il permet d'identifier visuellement les différents chemins reliant la pauvreté en sixième à la probabilité d'être NEET en début de vie adulte. **Un constat central se dégage du diagramme : une**

60. Voir le tableau et la discussion des résultats en Annexe 8.

61. Serafino P. et Tonkin R. (2014), *Intergenerational Transmission of Disadvantage in the UK and EU*, op. cit. ; Bellani L. et Bia M. (2019), « The long-run effect of childhood poverty and the mediating role of education », op. cit. ; Peruyero C. (2024), « La vie devant soi : adolescence précaire, avenir incertain ? », op. cit.

62. Bazen S., Joutard X. et Périer H. (2025), « Measuring the child penalty early in a career: The role of education for different cohorts », OFCE Working Paper, n° 2025-02, janvier.

63. Card D. (1995), « The Wage Curve: A review », *Journal of Economic Literature*, vol. 33(2), juin, p. 785-799 ; Gianella C. (2000), « Local unemployment and wages », document de travail, Insee, novembre.

64. Les perspectives d'emploi et de niveau de vie des personnes d'origine modeste à l'âge adulte dépendent de la richesse de leur territoire d'origine. Les facteurs de mobilité géographique et de niveau d'éducation se recoupent, et l'effet est double : c'est une question principalement d'accès à l'éducation (les « mobiles » qui partent sont plus diplômés que les « immobiles » qui restent), mais également, dans une moindre mesure, de rendement de l'éducation (à diplôme équivalent, les « mobiles » ont une situation plus favorable). Ce dernier effet est particulièrement marqué pour les « immobiles » les moins diplômés, qui font face à un fort manque d'opportunités locales sur leur territoire de résidence. Voir Dherbécourt C. et Kenedi G. (2020), « Quelle influence du lieu d'origine sur le niveau de vie ? », *La Note d'analyse*, n° 91, France Stratégie, juin ; Dherbécourt C. et Peruyero C. (2024), « Naître en outre-mer : de moindres opportunités que dans les autres régions de France », *La Note d'analyse*, n° 137, France Stratégie, mai.

65. Les élèves « vulnérables » sont donc exclus de cette dernière partie de l'analyse, étant donné la non-significativité des écarts avec les anciens élèves non exposés à la pauvreté à l'entrée au collège une fois prises en compte les caractéristiques familiales et sociodémographiques.



ENCADRÉ 3 – Méthodologie du SEM

Les modèles d'équations structurelles (SEM - *structural equation modeling*) sont des extensions des méthodes de régression multiple qui permettent d'estimer simultanément plusieurs équations reliant des variables observées et, le cas échéant, des variables latentes, au sein d'un cadre unifié. Lorsqu'on s'intéresse à la médiation, le SEM est particulièrement adapté : il permet d'estimer à la fois l'effet direct d'une variable sur une issue et les effets indirects transitant par un ou plusieurs médiateurs, en tenant compte de leurs corrélations éventuelles et en autorisant des structures causales plus complexes, avec des médiateurs pouvant eux-mêmes s'influencer mutuellement⁶⁶.

Dans notre étude, nous utilisons un SEM de type *path analysis* (analyse de chemin) à partir de l'estimateur WLSMV pour estimer l'effet de la pauvreté en sixième sur le risque d'être NEET en début de vie adulte, directement et via différents médiateurs : le plus haut niveau de diplôme atteint, la parentalité, ainsi que les caractéristiques socioécono-

miques de la commune de résidence (variable latente, voir Annexe 6). Les estimations sont également contrôlées par les caractéristiques familiales et sociodémographiques des individus observées à l'entrée au collège, comme ci-dessus (voir Tableau 4 et Graphique 6). Conformément à nos hypothèses, le diplôme est placé en amont des deux autres médiateurs puisqu'il influence aussi bien la probabilité d'être parent que le type de commune de résidence. Les effets rapportés s'interprètent en écarts types, pour pouvoir comparer les différents chemins sur une même échelle.

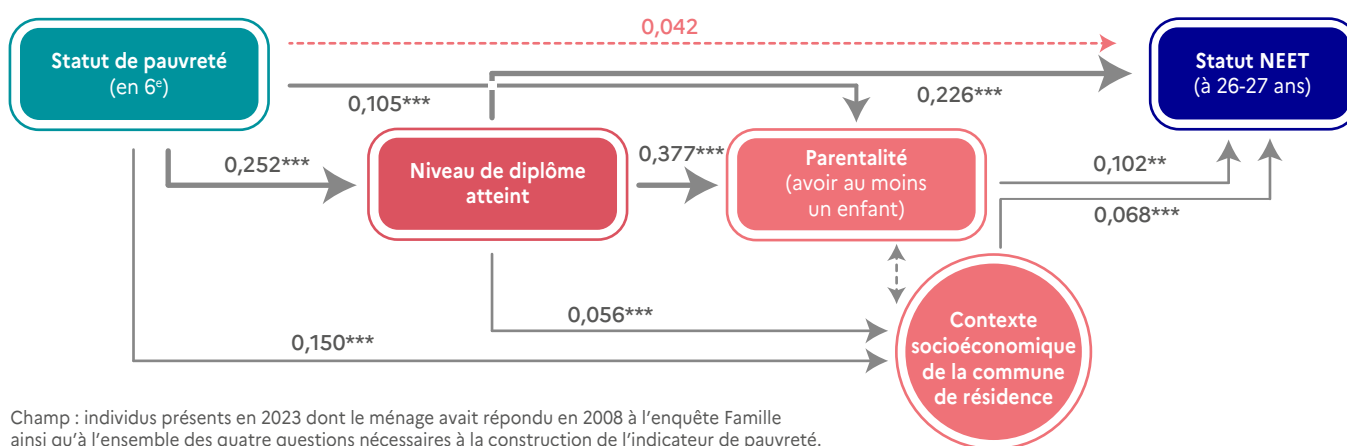
Enfin, nous estimons le même SEM séparément pour les hommes et les femmes (analyse multigroupes). Nous comparons un modèle non contraint (coefficients libres par sexe) à un modèle contraint (égalité des chemins de régression) à l'aide d'un test de différence de χ^2 robuste. Dans la suite de l'étude, nous proposons également une autre SEM en décomposant les effets de la pauvreté en sixième sur la probabilité de sortir du système scolaire sans baccalauréat, reprenant ces mêmes principes. L'Annexe 10 présente en détail l'ensemble de la méthodologie du SEM.

fois les médiateurs pris en compte, l'effet direct de la pauvreté sur la probabilité d'être NEET n'est plus significatif. Autrement dit, l'empreinte de la pauvreté à l'adolescence se transmet bien essentiellement par les canaux identifiés. Parmi ceux-ci, le niveau de diplôme atteint occupe une place prépondérante : grandir en situation de pauvreté se traduit par une probabilité plus élevée d'obtenir un faible niveau de diplôme, et c'est principalement

par ce canal que s'accroît l'éloignement du marché du travail. De plus, le niveau de diplôme influence également fortement la probabilité d'avoir un enfant à l'âge de 26-27 ans. La parentalité, qui exerce un effet significatif sur le risque d'être NEET, est ainsi influencée à la fois directement par la pauvreté, mais également par le biais de l'obtention d'un plus faible niveau de diplôme. Enfin, le contexte socio-économique de la commune de résidence influence plus

Schéma 3 – Effets directs et indirects de la pauvreté sur la probabilité d'être NEET

Contrôlé des caractéristiques familiales et sociodémographiques en sixième



Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Notes : - rond = variable latente / carré = variable observée, variables en rouge et bleu = observations à 26-27 ans, en vert = entrée au collège ;
- les coefficients sont standardisés (exprimés en unités d'écart-type) pour rendre leur magnitude comparable d'un chemin à l'autre ;
- la variable « diplôme » est codée sur une échelle inversée : ainsi, un coefficient positif, par exemple du chemin pauvreté vers diplôme ($\beta = 0.252$), signifie que grandir en situation de pauvreté augmente la probabilité d'obtenir un diplôme plus faible.

Lecture : une augmentation d'un écart-type de la propension latente à être en situation de pauvreté à l'entrée au collège est associée, toutes choses égales par ailleurs, à une hausse de 0,105 écart-type de la propension latente à être parent à 26-27 ans.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

66. Bollen K. A. (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, New York, John Wiley & Sons ; Gana K. et Broc G. (2018), *Introduction à la modélisation par équations structurelles. Manuel pratique avec lavaan*, Londres, ISTE Éditions.

modestement ce risque, tout en demeurant statistiquement significatif. Il reste toutefois essentiel d'interroger le lien entre niveau de diplôme et parentalité : cette corrélation pourrait, dans certains cas, traduire une causalité inverse (l'arrêt des études serait provoqué par la parentalité). Les données à notre disposition nous permettent toutefois de relativiser en partie ce phénomène : si ces situations existent, elles demeurent rares, y compris au sein de ceux ayant connu une situation de pauvreté sévère à l'entrée au collège⁶⁷.

Pour bien comparer le poids de ces différents chemins, l'Annexe 10 quantifie ces contributions relatives. Ainsi, le diplôme concentre 44 % de l'effet total ; la parentalité en représente 15 % (dont environ la moitié transite par la voie passant par le diplôme), et le contexte communal 8 % (presque entièrement via des effets indirects). La part résiduelle correspond à l'effet direct, non significatif. Finalement, si les conditions de vie défavorables se transmettent bien d'abord via le niveau de diplôme atteint, s'y ajoutent des contraintes familiales liées à la parentalité précoce et des opportunités locales plus limitées, ce qui éclaire les leviers d'action publics permettant d'agir sur la reproduction de ces trajectoires défavorables⁶⁸.

Des différences de canaux marquées selon le sexe

Mais ces mécanismes sont-ils les mêmes selon le sexe ? Les résultats de la seconde partie de l'étude suggèrent fortement que non : parmi les personnes ayant connu la pauvreté à l'adolescence, les femmes présentent une surpénalité de risque d'être NEET. Pour mieux en comprendre les ressorts, nous estimons le même SEM pour les femmes et pour les hommes (analyse multigroupes) et confrontons les coefficients des différents chemins par sexe (voir Tableau 5).

Trois principaux messages se dégagent. Premièrement, les effets de la pauvreté sur les médiateurs sont proches pour les deux sexes : elle abaisse le niveau de diplôme, accroît la probabilité de parentalité en début de vie adulte et est associée à la résidence dans des communes plus défavorisées. Deuxièmement, le diplôme pèse plus fortement sur la parentalité chez les femmes, et est également davantage associé – alors que cet effet ne ressort pas de manière significative chez les hommes – à la résidence dans une commune défavorisée, où les opportunités professionnelles sont limitées quand on sort de formation initiale avec un

Tableau 5 – Comparaison des chemins entre hommes et femmes

A - Effet de la pauvreté sur les médiateurs	Hommes	Femmes
Pauvreté → Contexte socioéconomique de la commune de résidence	0,348*** (β = 0,155)	0,317*** (β = 0,142)
Pauvreté → Diplôme	0,610*** (β = 0,236)	0,695*** (β = 0,269)
Pauvreté → Parentalité	0,248** (β = 0,097)	0,263*** (β = 0,097)
B - Effet du diplôme sur les médiateurs		
Diplôme → Contexte socioéconomique de la commune de résidence	0,026*** (β = 0,030)	0,076*** (β = 0,088)
Diplôme → Parentalité	0,352*** (β = 0,354)	0,470*** (β = 0,446)
C - Effets finaux sur la probabilité d'être NEET		
Effet de la parentalité → NEET	-0,233*** (β = -0,241)	0,209*** (β = 0,226)
Effet direct : pauvreté → NEET	0,106 (β = 0,043)	0,129*** (β = 0,051)
Effet du contexte socioéconomique de la commune de résidence → NEET	0,077* (β = 0,070)	0,076* (β = 0,067)
Effet du diplôme → NEET	0,351*** (β = 0,366)	0,153*** (β = 0,158)

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Note : coefficients non standardisés et standardisés (β) ; le test de différence de χ^2 adapté au WLSMV est rejeté ($p < 0,01$), indiquant que les mécanismes de médiation par le diplôme, la parentalité et le contexte socioéconomique sont significativement différents entre les hommes et les femmes.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

faible diplôme. Troisièmement, et c'est le point le plus éclairant pour la question de la « surpénalité féminine », les effets finaux diffèrent : chez les hommes, le diplôme explique bien l'essentiel du risque d'être NEET ; chez les femmes, la parentalité accroît très nettement ce risque, alors qu'au contraire elle le baisse chez les hommes. La parentalité pourrait ainsi créer une incitation forcée à l'emploi chez les hommes (chute du salaire de réserve), même en cas de contrats précaires et/ou d'horaires atypiques. L'effet « *breadwinner* » (pourvoyeur de ressources) demeure important, notamment dans les milieux populaires où l'homme reste institué comme le garant financier du foyer⁶⁹. Au-delà du levier scolaire, des politiques ciblant les contraintes liées à l'arrivée d'un enfant et l'amélioration des opportunités locales peuvent limiter d'autant plus la reproduction de la pauvreté chez les femmes.

67. Parmi les personnes ayant connu une situation de pauvreté (sévere ou non) à l'entrée au collège, un peu moins de 2,5 % avaient un enfant en 2014 (principalement des femmes). À partir de l'année suivante, il est possible d'identifier les motifs d'arrêt des études : en isolant les femmes scolarisées en N-1 ayant eu un enfant en N, et ayant déclaré un motif d'arrêt lié à la sphère familiale (famille, santé, déménagement), on peut ajouter 0,5 point de pourcentage sur la période 2015-2023. Ainsi, même en considérant que pour l'ensemble de ces femmes l'arrêt des études est imputable à la parentalité, l'estimation la plus haute se situe en dessous de 3 %.

68. Le modèle complet est disponible en Annexe 10.

69. Voir par exemple sur les évolutions et la notion contemporaine de la paternité : Le Pape M.-C. (2009), « Être parent dans les milieux populaires : entre valeurs familiales traditionnelles et nouvelles normes éducatives », *Informations sociales*, vol. 154(4), p. 88-95 ; Martial A. (2017), « Nouveaux pères et nouvelles paternités : le regard des sciences sociales », dans Glangeaud-Freudenthal N. M.-C. et Gressier F. (dir.), *Accueillir les pères en périnatalité*, Toulouse, Érès, p. 45-51.



La Note d'analyse n° 158
« *La pauvreté en héritage* »¹

ANNEXES

Ce document regroupe les annexes évoquées au fil de *La Note d'analyse n° 158*. Il rassemble des informations qui n'ont pas pu y être présentées et revient en détail sur la méthodologie de l'étude.

Annexe 1 – Données et champ de l'étude

Notre analyse repose sur l'appariement de deux enquêtes : le panel des élèves entrés en sixième à la rentrée 2007 de la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP), et l'enquête d'Entrée dans la vie active (EVA) de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). La première permet de suivre en détail les trajectoires scolaires des élèves dans le secondaire, tandis que la seconde retrace leur entrée dans la vie adulte après la fin de leur formation initiale. L'appariement entre les deux enquêtes, rendu possible grâce à un identifiant anonymisé commun, offre une perspective longitudinale rare : il permet de relier l'environnement familial et les conditions de vie des jeunes en 2007 à leur situation jusqu'en 2023, soit sur une période de près de seize ans. Le champ de l'enquête couvre ainsi les élèves entrés en sixième en 2007 dans un établissement public ou privé en France (hors Mayotte).

La DEPP assure depuis 1973 le suivi longitudinal de cohortes d'élèves afin d'étudier leurs parcours éducatifs. Le panel 2007 constitue la septième cohorte (et la cinquième dans le secondaire) et comprend à l'origine 34 486 élèves entrés en sixième (à l'heure, ou après un redoublement). Il présente plusieurs atouts : il offre des informations détaillées sur le milieu familial et son évolution grâce aux enquêtes Famille de 2008 et 2011 ;

¹ Peruyero C. (2026), « *La pauvreté en héritage* », *La Note d'analyse*, n° 158, HCSP, février.

il inclut des tests standardisés mesurant à la fois les acquis cognitifs (par exemple en mathématiques) et des dimensions conatives comme la confiance en soi ; et il surreprésente les élèves scolarisés en éducation prioritaire pour permettre une analyse plus fine de cette population. La situation scolaire des élèves est actualisée chaque année, et le panel est enrichi par des données administratives issues notamment des bases Scolarité et Relais.

Ce panel a la particularité d'être prolongé au-delà du secondaire grâce à la collaboration avec différents organismes. La Sous-direction des systèmes d'information et des études statistiques (SIES) suit la trajectoire des élèves poursuivant des études supérieures, tandis que l'Insee, via l'enquête EVA, suit l'ensemble des élèves une fois leur formation initiale achevée. L'enquête EVA permet d'étudier l'insertion dans la vie adulte et sur le marché du travail en fonction de différentes caractéristiques, comme le parcours scolaire ou les conditions de vie. Le suivi couvre la période allant de 2013, pour les sorties précoces du système éducatif, à 2023, dernière année d'enquête, lorsque les individus avaient en moyenne 26-27 ans. Il s'agit de la deuxième édition après celle portant sur la cohorte 1995 (2005-2012). L'enquête de la SIES sur le panel des bacheliers de 2014 n'a pas été mobilisée dans le cadre de cette étude, car elle n'est pas appariable avec le panel 2007.

Notre champ d'analyse inclut les individus interrogés lors de la dernière enquête EVA (2023) et ayant répondu, lorsqu'ils étaient en sixième, à l'enquête Famille 2008 qui fournit les informations relatives à leur environnement familial. Plus précisément, nous considérons ceux ayant répondu aux quatre questions permettant de caractériser les différentes formes de pauvreté. L'échantillon ainsi constitué est de 18 107 personnes suivies sur une période de seize ans. Le taux d'attrition atteint environ 55 % entre 2007 et 2023, en raison notamment de départs à l'étranger, de décès ou de non-réponses successives entraînant une sortie définitive de la cohorte. Pour préserver la représentativité de la cohorte des élèves entrés en sixième en 2007, une pondération spécifique est appliquée. Elle garantit que l'échantillon final reste représentatif, même si les pertes de suivi et les comportements de réponse aux différentes vagues d'enquête sont associés à certaines caractéristiques sociodémographiques. L'appariement des deux enquêtes constitue ainsi un panel non cylindré² couvrant la période 2007-2023.

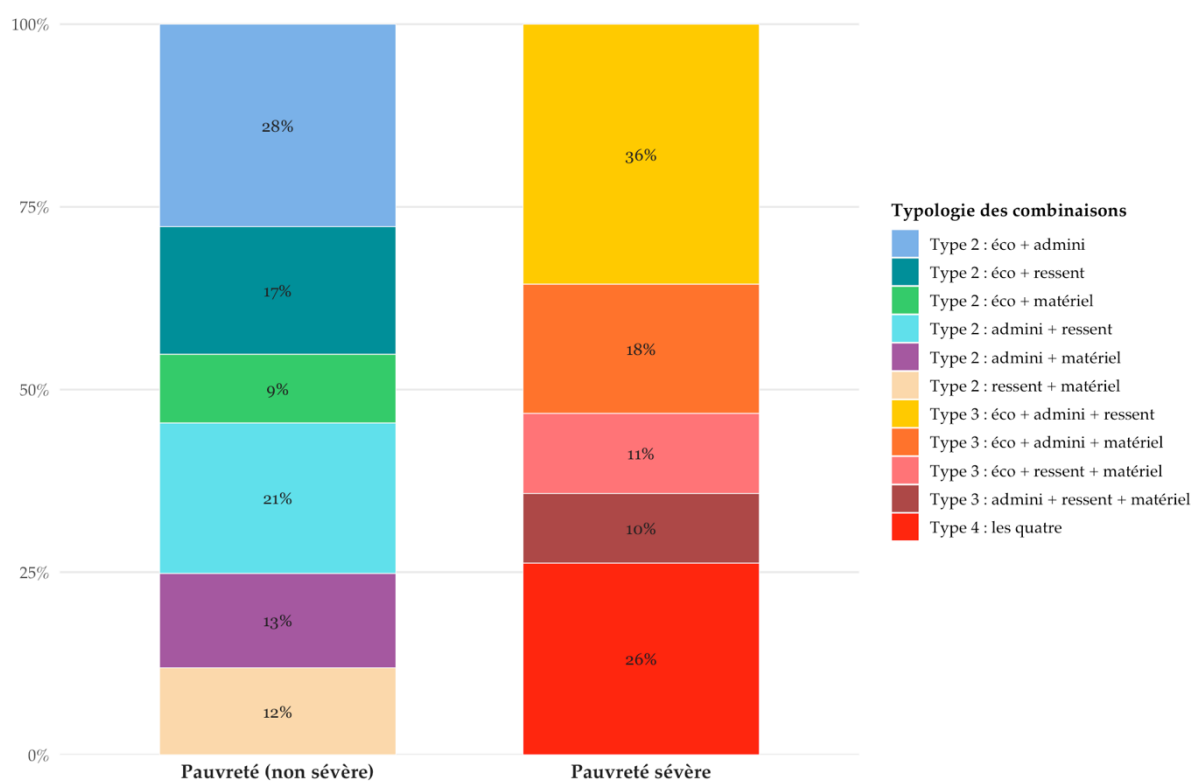
² Au sens où l'observation n'est pas systématique à chaque vague entre 2008 et 2023, bien que les individus retenus soient *a minima* observés en 2007-2008 et en 2023.

Annexe 2 – Combinaison des différentes formes de vulnérabilité selon l'intensité de la pauvreté à l'entrée au collège

À partir des différentes formes de vulnérabilité (économique, matérielle, ressentie et administrative) auxquelles les enfants sont confrontés – ou non – à l'entrée au collège, nous avons construit un indicateur multidimensionnel d'intensité de la pauvreté à l'adolescence. Si le schéma 1 de *La Note d'analyse* n° 158 présente un diagramme de Venn montrant comment ces différentes formes de vulnérabilité se superposent ou, au contraire, concernent des populations distinctes, le graphique A1 ci-après permet d'analyser plus spécifiquement la variété des combinaisons auxquelles sont confrontés les élèves en situation de pauvreté (sévère ou non), afin de préciser la composition de notre indicateur.

On observe ainsi que, parmi les adolescents en situation de pauvreté sévère (confrontés à au moins trois formes de vulnérabilité), plus d'un sur trois cumule les vulnérabilités économique, administrative et ressentie (36 %), et près de 18 % celles d'ordre économique, administratif et matériel. De même, plus d'un sur quatre est exposé à l'ensemble des quatre formes de vulnérabilité (26 %). En revanche, parmi les adolescents en situation de pauvreté non sévère (confrontés à deux formes de vulnérabilité), un peu plus d'un sur quatre (28 %) cumule les vulnérabilités économique et administrative, tandis que près d'un sur cinq (21 %) est concerné par une combinaison des vulnérabilités administrative et ressentie. Enfin, parmi ces derniers, un peu plus d'un sur six cumule les formes de vulnérabilité économique et ressentie.

Graphique A1 – Combinaison des différentes formes de vulnérabilité selon l'intensité de la pauvreté à l'entrée au collège



Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : parmi les 10 % d'adolescents en situation de pauvreté « sévère » en 2008, 36 % cumulent les vulnérabilités économique, administrative et ressentie, et 26 % cumulent les quatre types de vulnérabilité.

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Annexe 3 – Dimensions scolaires à l'entrée en sixième selon le statut de pauvreté

Cette annexe a vocation à apporter des résultats complémentaires concernant les caractéristiques et le parcours scolaire des élèves à leur entrée au collège. Le tableau A1 ci-après présente ainsi ces différentes dimensions selon l'intensité de la pauvreté à laquelle les élèves étaient confrontés en sixième.

Il ressort que les élèves en situation de pauvreté font (déjà) face à des parcours plus heurtés dès l'entrée au collège : l'augmentation du degré d'intensité de la pauvreté va de pair avec une entrée en maternelle plus tardive, un « retard » à l'arrivée en sixième, une scolarisation en éducation prioritaire plus fréquente ou encore de moindres espérances vis-à-vis du système scolaire de la part des parents. En effet, à la rentrée

scolaire 2007-2008, ils sont près d'un sur trois (31 %) à avoir déjà redoublé au moins une année au cours de l'élémentaire parmi ceux en situation de pauvreté sévère (28 % pour la pauvreté non sévère), contre seulement 8 % chez les élèves non pauvres. De même, les élèves en situation de pauvreté sont bien plus souvent scolarisés dans un collège relevant de l'éducation prioritaire (31 % en pauvreté sévère, 22 % non sévère contre 9 % pour les non-pauvres).

Ce « retard » se superpose à une attention et à des attentes parentales vis-à-vis de la scolarité plus faibles : la part de parents déclarant discuter régulièrement des devoirs avec leurs enfants est inférieure (93 % chez les non-pauvres contre 77 % parmi les élèves en situation de pauvreté sévère). Concernant les aspirations, si, parmi les parents d'élèves non exposés à la pauvreté, plus de la moitié envisagent dès la sixième un baccalauréat général comme orientation pour leurs enfants (53 %), ce n'est le cas que de 28 % des parents d'élèves en situation de pauvreté sévère.

Tableau A1 – Dimensions scolaires à l'entrée en sixième selon le statut de pauvreté

	Statut de pauvreté				Ensemble
	Non-pauvre	Vulnérable	Pauvre (non sévère)	Sévèrement pauvre	
<i>Âge d'entrée en maternelle</i>					
Entrée à l'âge de 2 ans	24 %	26 %	25 %	23 %	24 %
Entrée à l'âge de 3 ans	72 %	68 %	66 %	64 %	70 %
Entrée à l'âge de 4 ou 5 ans	3 %	5 %	6 %	9 %	5 %
N'a pas été en maternelle	1 %	1 %	2 %	2 %	1 %
Âge d'entrée non renseigné	1 %	1 %	1 %	2 %	1 %
<i>Redoublement en primaire</i>					
N'a pas redoublé	92 %	84 %	72 %	69 %	85 %
A redoublé	8 %	16 %	28 %	31 %	15 %
<i>Secteur du collège</i>					
Établissement privé	24 %	21 %	14 %	6 %	20 %
Établissement public hors éducation prioritaire	67 %	66 %	63 %	63 %	66 %
Établissement public en éducation prioritaire	9 %	13 %	22 %	31 %	13 %
<i>Fréquence des discussions sur les devoirs</i>					
Jamais ou presque jamais	0 %	1 %	2 %	2 %	1 %
De temps en temps	7 %	10 %	14 %	20 %	10 %
Régulièrement	93 %	89 %	84 %	77 %	89 %

	Statut de pauvreté				Ensemble
	Non-pauvre	Vulnérable	Pauvre (non sévère)	Sévèrement pauvre	
<i>Orientation envisagée par les parents</i>					
Bac général	53 %	39 %	31 %	28 %	45 %
Bac professionnel ou technologique	6 %	9 %	11 %	13 %	8 %
BEP/CAP, apprentissage ou vie active à 16 ans	5 %	11 %	17 %	18 %	9 %
Ne sait pas	36 %	41 %	40 %	42 %	38 %

Note : pour l'ensemble des variables présentées, les différences de distribution selon le statut de pauvreté sont statistiquement significatives (test du χ^2 , $p < 0,001$).

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : parmi les élèves entrés en sixième en 2008, près de 15 % ont redoublé. Cette proportion est de 8 % chez les élèves non pauvres, contre 31 % chez ceux confrontés à une pauvreté sévère à l'entrée au collège.

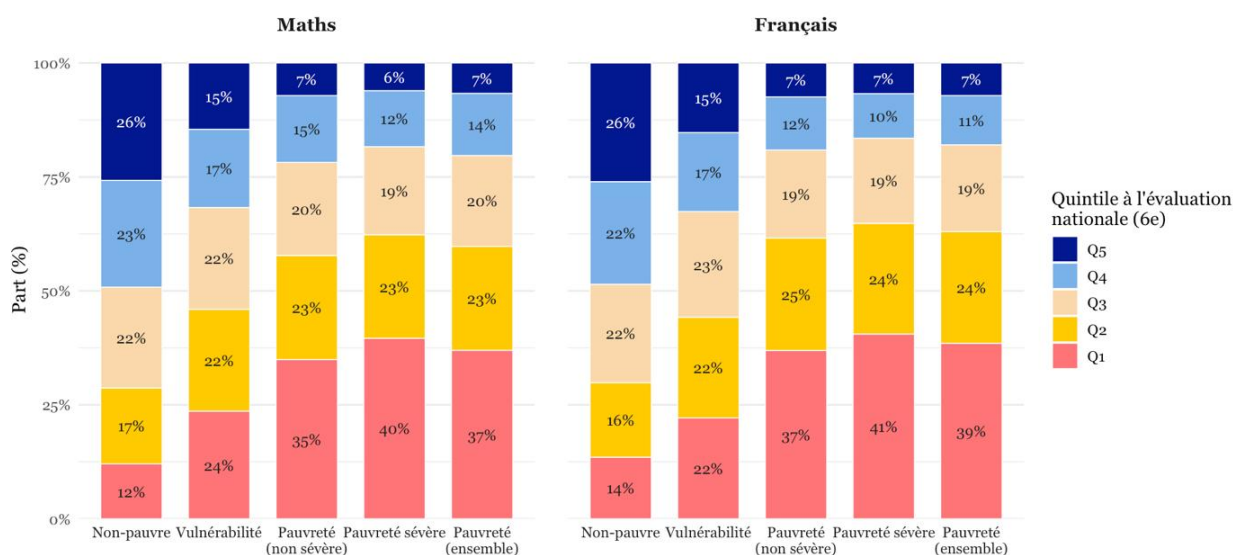
Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Annexe 4 – Évaluation nationale à l'entrée en sixième en français et en mathématiques

Au cours de l'étude, nous montrons à partir des résultats aux épreuves psychométriques que les différences de parcours et de milieu familial se reflètent fortement dès la fin de la sixième dans les acquis mesurés. En mobilisant un score global agrégé en quintiles, nous observons une prévalence d'élèves en situation de pauvreté parmi les 20 % des scores les plus faibles.

Toutefois, en amont de ces constats, les évaluations nationales en français et en mathématiques à l'entrée en sixième permettent déjà d'observer des différences significatives de compétences dès l'arrivée au collège. En effet, en séparant une nouvelle fois les scores en quintiles, nous observons que la probabilité d'appartenir au premier quintile (les 20 % des résultats les plus faibles) concerne 37 % à 39 % des élèves en situation de pauvreté (ensemble) en mathématiques et en français, contre 12 % à 14 % chez les élèves non-pauvres et 22 % à 24 % chez les élèves en situation de vulnérabilité. De plus, cette proportion atteint 40 % des élèves en situation de pauvreté sévère en mathématiques, et même 41 % en français. À l'opposé, en haut de la distribution, ils ne sont que 6 % à 7 % parmi les élèves en situation de pauvreté à obtenir un score classé parmi les 20 % les plus élevés en français ou en mathématiques.

Graphique A2 – Répartition des quintiles aux évaluations nationales à l'entrée en sixième selon le statut de pauvreté à l'adolescence



Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

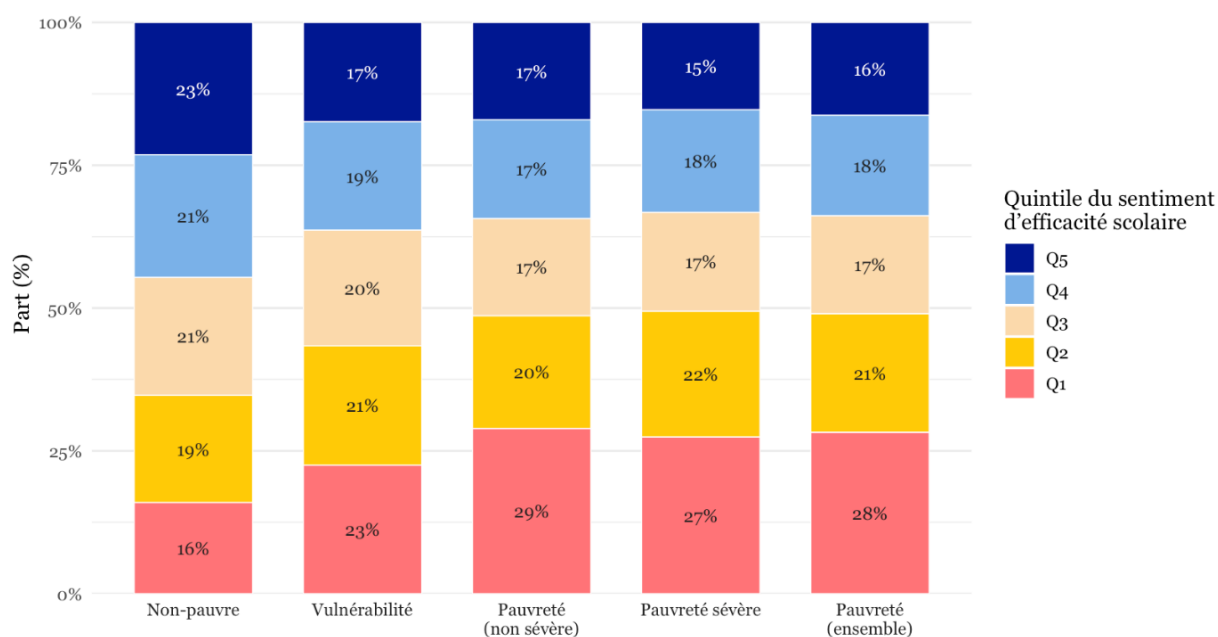
Lecture : 41 % des élèves en situation de pauvreté sévère en sixième ont un score à l'évaluation nationale de français à l'entrée en sixième qui les situe parmi les 20 % les plus faibles de l'ensemble des élèves.

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Annexe 5 – Croissance en sa capacité à réussir en milieu scolaire

Les constats établis en matière d'acquis cognitifs se retrouvent également sur le plan des compétences socio-émotionnelles, qui exercent elle aussi une influence sur les trajectoires scolaires et, à plus long terme, professionnelles des élèves. À titre d'illustration, le « sentiment d'efficacité scolaire » – défini comme la croyance de l'élève en sa capacité à réussir en contexte scolaire – révèle ainsi l'existence d'une hétérogénéité notable selon le statut de pauvreté, bien que celle-ci soit moins marquée que pour les compétences cognitives. En effet, près de 28 % des élèves en situation de pauvreté (ensemble) présentent en fin de sixième un score situé parmi les 20 % les plus faibles de la cohorte. À l'inverse, ils ne sont que 16 % à obtenir un score classé parmi les 20 % les plus élevés.

Graphique A3 – Répartition des quintiles de score de sentiment d'efficacité scolaire en fin de sixième selon le statut de pauvreté à l'entrée au collège



Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : 28 % des élèves en situation de pauvreté (sévère ou non) en sixième ont un score de sentiment d'efficacité scolaire qui les classe parmi les 20 % de scores les plus faibles de l'ensemble des élèves.

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Annexe 6 – Caractéristiques des individus en début de vie adulte selon le sexe et le statut de pauvreté à l'entrée au collège

Cette annexe permet d'observer les différentes caractéristiques des individus à l'âge de 26-27 ans selon le sexe et l'intensité de la pauvreté auxquelles ils étaient confrontés à leur entrée au collège. Si les constats détaillés dans *La Note d'analyse n° 158* concernant le diplôme et le statut de NEET sont observables dans le tableau A2 ci-après, d'autres différences de caractéristiques selon le sexe en début de vie adulte sont identifiables. En effet, les femmes ayant connu la pauvreté sévère en sixième ont plus souvent quitté le domicile parental : elles sont 21 % à vivre encore avec leurs parents (ou la famille) contre 37 % des hommes, soit un écart de 16 points de pourcentage (contre un écart de 7 points chez les non-pauvres). De fait, elles sont beaucoup plus souvent mères que les hommes du même âge : 41 % des femmes sévèrement pauvres en sixième ont déjà un enfant, contre 18 % des hommes de même statut ; c'est également le cas de seulement 15 % des femmes non pauvres. Sur le marché du travail, elles se concentrent davantage dans les professions d'employés, tandis que les hommes sont plus fréquemment ouvriers.

**Tableau A2 – Caractéristiques des individus en début de vie adulte (26-27 ans)
selon le sexe et le statut de pauvreté**

	Non-pauvre		Vulnérabilité		Pauvreté (non sévère)		Pauvreté sévère	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
<i>Niveau de diplôme le plus élevé</i>								
Au moins bac +3	48 %	58 %	30 %	39 %	20 %	29 %	12 %	23 %
Bac +2	13 %	12 %	12 %	13 %	10 %	10 %	11 %	11 %
Baccalauréat (ou équivalent)	26 %	22 %	36 %	32 %	36 %	35 %	31 %	31 %
CAP/BEP (ou équivalent)	8 %	4 %	12 %	10 %	19 %	14 %	26 %	19 %
Diplôme national du brevet ou moins	5 %	3 %	10 %	6 %	15 %	12 %	19 %	16 %
<i>Situation d'emploi</i>								
Emploi en CDI ou fonctionnaire	61 %	57 %	60 %	55 %	57 %	54 %	53 %	44 %
Autres types d'emploi	19 %	21 %	20 %	21 %	21 %	15 %	19 %	15 %
Cumul emploi-études	7 %	8 %	6 %	7 %	4 %	7 %	3 %	5 %
En étude sans emploi	3 %	4 %	3 %	3 %	2 %	3 %	2 %	2 %
NEET	10 %	11 %	12 %	14 %	16 %	21 %	23 %	33 %
<i>Lieu d'habitation</i>								
Avec les parents ou la famille	20 %	13 %	30 %	17 %	32 %	23 %	37 %	21 %
Seul ou avec un conjoint	71 %	79 %	64 %	78 %	60 %	72 %	58 %	74 %
Autres personnes (colocataire, famille du conjoint...)	9 %	7 %	6 %	5 %	8 %	4 %	5 %	5 %
<i>Nombre d'enfants</i>								
N'a pas d'enfant	92 %	85 %	87 %	73 %	84 %	68 %	82 %	59 %
A au moins un enfant	8 %	15 %	13 %	27 %	16 %	32 %	18 %	41 %
<i>Catégorie socioprofessionnelle (en emploi)</i>								
Petits indépendants	5 %	3 %	7 %	3 %	6 %	2 %	7 %	2 %
CPIS	31 %	27 %	18 %	15 %	13 %	10 %	7 %	10 %
Professions intermédiaires	29 %	38 %	26 %	36 %	26 %	27 %	24 %	31 %
Employés	14 %	27 %	18 %	39 %	14 %	50 %	22 %	46 %
Ouvriers	21 %	5 %	30 %	6 %	41 %	11 %	40 %	10 %
<i>Mobilité de département de résidence entre 2007-2023</i>								
Réside dans le même département	56 %	54 %	66 %	62 %	72 %	63 %	69 %	70 %
Réside dans un autre département	44 %	46 %	34 %	38 %	28 %	37 %	31 %	30 %

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : 74 % des femmes qui ont connu la pauvreté sévère lors de leur scolarité vivent seules ou avec leur conjoint à l'âge de 26-27 ans.

Source : panel DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Annexe 7 – Variables d'intérêt et méthodologie des modèles probit

Au-delà des constats descriptifs (un plus haut niveau de diplôme atteint bien plus faible, une forte prévalence du statut de NEET en début de vie adulte, un faible salaire en emploi), il est fondamental de distinguer ce qui relève de la pauvreté en elle-même de ce qui tient à des désavantages qui lui sont corrélés. En effet, les parents des enfants pauvres sont en moyenne moins diplômés que ceux des autres enfants, et le capital scolaire de la famille influence fortement les trajectoires scolaires. Or, un niveau de diplôme élevé protège contre le risque d'être NEET et s'accompagne, en moyenne, de salaires plus élevés : ne pas tenir compte de ces facteurs pourrait nous conduire à des interprétations erronées, en attribuant à la pauvreté ce qui relève, pour partie, dans cet exemple, du capital scolaire familial. Cette distinction importe pour l'action publique : selon que l'effet relève de la pauvreté elle-même ou de désavantages corrélés, les leviers de politiques publiques à mobiliser diffèrent en partie.

L'analyse descriptive a ainsi mis en évidence un ensemble de caractéristiques liées au milieu d'origine qui pourraient également exercer une influence sur les parcours de vie, indépendamment du statut de pauvreté. Nous tenons alors compte de plusieurs de ces caractéristiques, dites « exogènes » au sens où l'individu n'a pas d'influence sur ces dernières (on ne choisit pas le niveau de diplôme de ses parents, son lieu de naissance ou encore sa configuration familiale). Si nous ne parlons pas ici de causalité *stricto sensu*, cette méthodologie nous permet toutefois d'obtenir des estimations nettoyées des effets de composition interne liés aux différents groupes d'élèves étudiés. Ces variables de contrôle sont au nombre de dix (y compris le sexe) et sont présentées dans le schéma A1 ci-après. Le schéma A2 détaille les modalités retenues pour chaque variable du modèle.

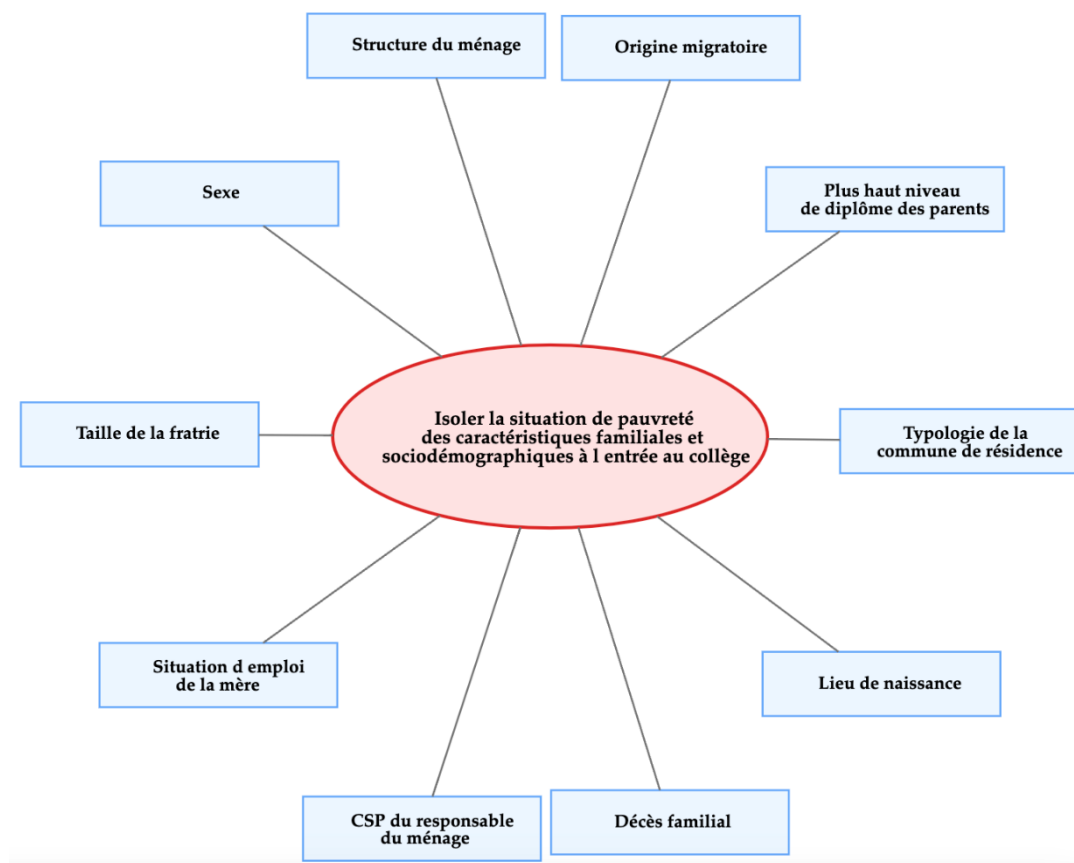
Nous estimons ensuite, pour chaque issue binaire Y_i (sortie du système éducatif avec un diplôme inférieur au baccalauréat, être NEET en début de vie adulte, avoir un salaire parmi les 20 % les plus faibles en emploi salarié), un modèle probit :

$$P(Y_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta' \text{Pauv}_i + \delta' X_i)$$

Où $\Phi(\cdot)$ est la fonction de répartition de la loi normale standard et α la constante du modèle. Le terme Pauv_i désigne notre variable d'intérêt, codée sous la forme d'un vecteur d'indicatrices du statut d'intensité de la pauvreté à l'entrée au collège (référence : non-pauvre ; indicatrices actives : vulnérabilité, pauvreté non sévère, pauvreté sévère). Le vecteur β regroupe les coefficients associés à ces indicatrices. Le vecteur X_i regroupe les caractéristiques familiales et environnementales décrites

ci-dessus, observées en 2008³, et δ est le vecteur de coefficients mesurant leurs effets respectifs. Les estimations tiennent compte des pondérations pour corriger l'attrition du panel et garantir la représentativité de la cohorte initiale.

Schéma A1 – Raisonner à environnement familial et sociodémographique comparables



Source : HCSP

Les coefficients d'un modèle probit ne s'interprètent pas directement en termes de probabilités : on observe seulement leur signe et leur significativité. Pour une lecture directe, nous les transformons en effets marginaux moyens (AME). Cette approche permet d'exprimer les résultats en écarts moyens de probabilité, *toutes choses égales par ailleurs*. Pour une variable catégorielle comme la pauvreté, il s'agit de la différence moyenne de probabilité entre une modalité c et la catégorie de référence (ici les personnes « non pauvres » à l'entrée au collège).

$$AME(c) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [P(Y = 1 \mid Pauv = c, X_i) - P(Y = 1 \mid Pauv = ref, X_i)]$$

³ Diplôme le plus élevé des parents ; catégorie socioprofessionnelle du responsable du ménage ; structure du ménage, origine migratoire ; nombre de frères et sœurs au domicile ; typologie de la commune de résidence ; situation d'emploi de la mère ; lieu de naissance de l'individu ; sexe.

Schéma A2 – Modalité des variables de contrôle

DIPLÔME LE PLUS ÉLEVÉ DES PARENTS Master ou +, Bac+2/3, Baccalauréat, CAP/BEP, Brevet ou moins	CONFIGURATION FAMILIALE Père et mère, Garde alternée, Famille monoparentale, Famille recomposée
CATÉGORIE SOCIOPROFESSIONNELLE (RESPONSABLE MÉNAGE) CPIS, Professions interm., Indépendants, Employés, Ouvriers	TYPOLOGIE DE LA COMMUNE Rural autonome, Rural sous influence, Urbain intermédiaire, Urbain dense
SITUATION D'EMPLOI DE LA MÈRE En emploi Pas en emploi	FRÈRES/SŒURS AU DOMICILE Seul enfant, Un(e) ou deux, Trois ou plus
ORIGINE MIGRATOIRE Sans ascendance, Parents mixtes, Deux parents immigrés	LIEU DE NAISSANCE Hexagone, Outre-mer, Étranger
PERTE FAMILIALE Pas de décès Décès proche	SEXE Homme Femme

Note : pour la typologie de la commune, la variable est construite par l'Insee à partir des grilles de densité communale et des tranches d'aire d'attraction des villes. « Rural autonome » = commune rurale hors d'une aire d'attraction des villes ou dans une aire de moins de 50 000 habitants ; « Rural sous influence » = commune rurale appartenant à une aire d'attraction des villes ou dans une aire de 50 000 habitants ou plus ; « Urbain de densité intermédiaire » = centres urbains intermédiaires, petites villes ou ceintures urbaines ; « Urbain dense » = grands centres urbains.

Source : HCSP

Certaines différences moyennes de conditions de vie entre femmes et hommes ayant grandi en situation de pauvreté amènent une interrogation : relèvent-elles uniquement des inégalités de sexe qui structurent l'entrée dans la vie adulte – accès à l'emploi, écarts de salaire – ou bien traduisent-elles une véritable « surpénalité féminine » propre à l'expérience de pauvreté à l'adolescence ? Pour tester l'hypothèse d'un effet différencié de la pauvreté selon le sexe, nous ajoutons alors un terme d'interaction sexe \times *pauvreté* (à contrôlés inchangés).

À titre d'illustration, nous comparons les individus en situation de pauvreté sévère (Ps) à l'entrée au collège à la référence non-pauvre (NP), et distinguons les effets pour les femmes (F) et les hommes (H) avec :

1. Effet de la pauvreté par sexe (mesure l'écart de probabilité associé à la pauvreté, séparément pour les hommes et les femmes) :

$$\Delta^F = P(Y = 1 | F, Ps) - P(Y = 1 | F, NP), \quad \Delta^H = P(Y = 1 | H, Ps) - P(Y = 1 | H, NP)$$

2. Écart femmes-hommes parmi les non-pauvres (mesure de l'inégalité préexistante au sein de la population de référence) :

$$Gap_{NP} = P(Y = 1 | F, NP) - P(Y = 1 | H, NP).$$

3. Surpénalité féminine (mesure la double différence, ce qui nous permet de déterminer si la pauvreté pénalise significativement plus les femmes que les hommes) :

$$DD = \Delta^F - \Delta^H$$

$$DD = [P(Y = 1 | F, Ps) - P(Y = 1 | F, NP)] - [P(Y = 1 | H, Ps) - P(Y = 1 | H, NP)]$$

Un $DD > 0$ (et significatif) indique que la pauvreté pénalise davantage les femmes que les hommes (si $DD \approx 0$, la pauvreté à le même effet sur les deux sexes).

Annexe 8 – Diagnostic des modèles et tests de robustesse

Cette annexe présente les diagnostics complémentaires réalisés afin de documenter la cohérence statistique des modèles économétriques estimés. Nous présentons d'abord un tableau de diagnostics globaux (Tableau A3) synthétisant la qualité statistique des modélisations retenues.

La section 1 de ce tableau présente, à titre informatif et descriptif, deux indicateurs de qualité d'ajustement : le pseudo- R^2 de McFadden – qui mesure le gain d'ajustement du modèle par rapport à un modèle ne comportant qu'une constante – et l'AUC (aire sous la courbe ROC), qui évalue sa capacité discriminante. Ces statistiques décrivent la performance prédictive globale de la modélisation : elles ne constituent pas une validation en soi de l'effet estimé ni de son interprétation. En effet, l'objectif de cette étude n'est pas d'identifier exhaustivement l'ensemble des déterminants de la probabilité d'être NEET ou d'occuper un emploi à bas salaire, mais d'isoler l'association entre la pauvreté à l'entrée au collège et nos variables d'intérêts, en neutralisant les autres caractéristiques corrélées du milieu d'origine. Dans cette perspective, il est cohérent d'observer un pseudo- R^2 plus élevé pour la variable dépendante scolaire (baccalauréat) que pour les variables dépendantes relatives au début de la vie adulte (NEET, salaire), davantage dépendantes d'aléas et de déterminants non contrôlés sur cette longue période de seize ans. Les niveaux d'AUC – compris entre 0,62 et 0,79 – indiquent enfin une capacité discriminante plus élevée pour l'indicateur scolaire, et plus modeste pour les indicateurs de marché du travail, ce qui est une nouvelle fois cohérent avec la nature des trajectoires étudiées.

La section 2 du tableau A3 interroge la robustesse de la spécification économétrique retenue. Tout d'abord, nous vérifions que nos estimations ne dépendent pas

mécaniquement du choix de la loi de distribution associée à la fonction de lien. Pour ce faire, nous calculons la corrélation linéaire entre les probabilités prédites par notre modèle principal (probit) et celles issues d'une ré-estimation logit. Dans les trois cas, cette corrélation est quasi parfaite ($r > 0,999$), confirmant l'insensibilité des prédictions à la forme fonctionnelle (loi normale vs loi logistique). Pour approfondir ce constat, nous corroborons ces résultats en présentant, dans un tableau de robustesse à la suite (Tableau A4), une comparaison détaillée des effets marginaux moyens (AME - *average marginal effects*) selon trois spécifications distinctes : probit, logit et modèle de probabilité linéaire (LPM - *linear probability model*). Ces estimations aboutissent à des ordres de grandeur similaires. On observe une convergence quasi totale entre les estimations probit et logit, tandis que le LPM affiche des coefficients légèrement supérieurs. Cet écart est attendu : la forme linéaire peut fournir une approximation utile, mais elle est moins adaptée à la modélisation de probabilités issues de variables binaires ou catégorielles.

Également, comme précisé dans l'annexe 7, nous avons pondéré nos modèles afin de préserver la représentativité de la cohorte à l'horizon 2023 et de limiter un biais de sélection. Ce biais conduirait potentiellement à sous- ou surestimer l'association entre pauvreté à l'adolescence et conditions de vie à l'âge adulte en ne tenant compte que des « survivants » de l'enquête. Pour étayer cette démarche, nous présentons dans la section 2 du tableau A3 un diagnostic de pondération consistant à tester si l'association entre le statut de pauvreté et les indicateurs étudiés varie avec l'intensité des poids. L'interaction entre la variable de pauvreté et les poids normalisés est hautement significative pour les trois indicateurs ($p < 0,001$), ce qui indique que la pondération n'est pas neutre : l'effet estimé diffère selon les profils plus ou moins représentés en 2023, renforçant le bien-fondé du recours aux poids dans ce cadre.

Dans un souci de transparence, le tableau A5 compare les effets marginaux moyens (AME) pondérés à ceux obtenus sans correction (poids égaux à 1). Si les signes et la significativité restent globalement stables, on observe parfois des écarts de magnitude concernant certaines estimations. Par exemple, pour l'indicateur « Bas salaire », l'effet associé à une pauvreté sévère à l'adolescence est estimé à +8,5 points de pourcentage sans pondération, contre +6,7 points une fois le redressement effectué.

La section 3 du tableau A3 s'assure enfin de l'absence de colinéarité problématique entre les covariables. L'introduction simultanée de plusieurs caractéristiques familiales corrélées (diplôme des parents, catégorie socioprofessionnelle, etc.) aurait pu fragiliser la précision des estimations en gonflant la variance des coefficients. Pour le vérifier, nous analysons les facteurs d'inflation de la variance (VIF - *variance inflation factors*),

présentés dans le tableau A3 de diagnostics. Les résultats écartent ce risque : tous les indices sont faibles (proches de 1), restant très en deçà des seuils d'alerte usuels (généralement fixés à 5 ou 10). Cela indique que les variables de contrôle apportent une information statistique largement distincte au modèle. Cela nous permet ainsi d'isoler l'association entre la pauvreté à l'adolescence et les conditions de vie au début de l'âge adulte, en la distinguant des autres caractéristiques liées au milieu d'origine, sans colinéarité susceptible d'affecter significativement la précision des estimations.

Tableau A3 – Diagnostics des modèles et tests de robustesse

	Diplôme < bac	NEET	Bas salaire
<i>Section 1 – Qualité d'ajustement</i>			
Pseudo-R ² (McFadden)	0.149	0.037	0.054
Capacité (AUC)	0.787	0.623	0.642
<i>Section 2 – Spécification</i>			
Sensibilité (logit)	Stable	Stable	Stable
	(r = 0.999)	(r = 0.999)	(r = 0.999)
Diagnostic interaction poids	Signif. (p < .001)	Signif. (p < .001)	Signif. (p < .001)
<i>Section 3 – Multicolinéarité (VIF)</i>			
Statut de pauvreté	1.10	1.11	1.10
Configuration familiale	1.05	1.05	1.05
Diplôme des parents	1.09	1.12	1.11
Origine sociale	1.06	1.08	1.07
Emploi de la mère	1.12	1.11	1.10
Lieu de naissance	1.07	1.06	1.06
Fratricité	1.05	1.05	1.04
Origine migratoire	1.11	1.10	1.09
Zonage commune	1.03	1.03	1.03
Perte familiale	1.04	1.03	1.04
Sexe	1.01	1.00	1.00

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Tableau A4 – Sensibilité à la forme fonctionnelle

	Statut de pauvreté (réf. : non-pauvre)	AME probit	AME logit	AME LPM
<i>Bas salaire (Q1)</i>	Vulnérabilité	0.040***	0.040***	0.043***
		(0.012)	(0.012)	(0.013)
	Pauvreté (non sévère)	0.049**	0.048**	0.055**
		(0.020)	(0.020)	(0.022)
	Pauvreté sévère	0.067**	0.065**	0.074***
		(0.026)	(0.026)	(0.028)
<i>Diplôme < bac</i>	Vulnérabilité	0.012	0.012	0.013
		(0.010)	(0.010)	(0.011)
	Pauvreté (non sévère)	0.069***	0.067***	0.098***
		(0.016)	(0.015)	(0.020)
	Pauvreté sévère	0.097***	0.092***	0.136***
		(0.020)	(0.019)	(0.025)
<i>NEET</i>	Vulnérabilité	0.004	0.003	0.001
		(0.009)	(0.009)	(0.009)
	Pauvreté (non sévère)	0.032**	0.031**	0.034**
		(0.015)	(0.014)	(0.016)
	Pauvreté sévère	0.051***	0.049***	0.061***
		(0.018)	(0.017)	(0.020)

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Tableau A5 – Sensibilité des estimations à la pondération

	Statut de pauvreté (réf. : non-pauvre)	AME pondéré	AME non pondéré
<i>Bas salaire (Q1)</i>	Vulnérabilité	0.040***	0.036***
		(0.012)	(0.009)
	Pauvreté (non sévère)	0.049**	0.051***
		(0.020)	(0.014)
	Pauvreté sévère	0.067**	0.085***
		(0.026)	(0.019)
<i>Diplôme < bac</i>	Vulnérabilité	0.012	0.016***
		(0.010)	(0.006)
	Pauvreté (non sévère)	0.069***	0.043***
		(0.016)	(0.009)
	Pauvreté sévère	0.097***	0.086***
		(0.020)	(0.012)
<i>NEET</i>	Vulnérabilité	0.004	0.013*
		(0.009)	(0.007)
	Pauvreté (non sévère)	0.032**	0.037***
		(0.015)	(0.011)
	Pauvreté sévère	0.051***	0.049***
		(0.018)	(0.013)

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Annexe 9 – interaction entre le sexe et la pauvreté : modèle complet

Cette annexe vise à présenter les résultats détaillés de la modélisation des interactions entre le sexe et le statut de pauvreté à l'entrée au collège. Dans *La Note d'analyse n° 158*, nous mettons en évidence – à partir d'un graphique construit d'après les estimations reportées dans le tableau A6 ci-après – l'existence d'une « surpénalité féminine » associée à l'expérience de la pauvreté au collège, notamment en termes de probabilité d'être ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET) en début de vie adulte, mais aussi de probabilité de percevoir un bas salaire (parmi les 20 % les plus faibles de la cohorte) parmi les individus en emploi.

Le tableau A6 synthétise les estimations selon trois niveaux de lecture complémentaires. Premièrement, comme indiqué dans l'annexe 7, la première section rapporte les effets de la pauvreté par sexe : pour les femmes et pour les hommes séparément, elle compare la probabilité moyenne Y_i associée à chaque modalité de pauvreté (vulnérabilité, pauvreté non sévère, pauvreté sévère) à celle des personnes non pauvres à l'entrée au collège. Deuxièmement, la section intermédiaire isole l'écart femmes-hommes parmi les non-pauvres. Elle mesure l'inégalité de sexe « structurelle » au sein de la population de référence, en indiquant la différence de probabilité préexistante entre une femme et un homme n'ayant pas connu la pauvreté. Troisièmement, la dernière section présente la « surpénalité féminine » (double différence) : elle teste si l'expérience de la pauvreté accroît significativement davantage la probabilité Y_i chez les femmes que chez les hommes, au-delà de l'écart femmes-hommes observé parmi les non-pauvres.

Tout d'abord, à la lecture des coefficients issus de l'interaction entre le sexe et le statut de pauvreté, les écarts de probabilité de sortir du système éducatif avec un diplôme inférieur au baccalauréat apparaissent similaires pour les femmes et pour les hommes, ce qui atteste l'absence de surpénalité sur cet indicateur. Le contraste est en revanche beaucoup plus marqué pour la probabilité d'être NEET. Les estimations mettent en évidence une surpénalité féminine d'environ 8,9 points de pourcentage pour les personnes ayant connu une pauvreté sévère, et de 5,2 points lorsque l'on regroupe les personnes en situation de pauvreté « ensemble » (sévere ou non).

Enfin, une surpénalité féminine apparaît également en matière de bas salaire parmi les individus en emploi, de l'ordre de 5,5 points de pourcentage pour les femmes ayant connu une situation de pauvreté (« ensemble »). Le fait que les estimations désagrégées (pauvreté sévère et non sévère) ne soient pas significatives renvoie principalement à un manque de puissance statistique à ce niveau de précision : les coefficients de double différence sont de grandeur comparable entre les deux sous-catégories. Lorsqu'elles sont regroupées dans une catégorie unique (pauvreté « ensemble »), la puissance des tests augmente (les effectifs sont plus importants) et l'effet devient significatif (au seuil de 10 %), ce qui permet de conclure à l'existence d'une surpénalité féminine liée à l'expérience de la pauvreté à l'entrée au collège en matière de bas salaire.

**Tableau A6 – Interaction entre le statut de pauvreté à l'entrée au collège et le sexe
(modèle complet)**

	Diplôme < baccalauréat		NEET		Bas salaire (Q1)	
	brut	contrôlé	brut	contrôlé	brut	contrôlé
<i>Statut de pauvreté à l'entrée au collège (réf. : non-pauvre) – effets par sexe</i>						
Vulnérabilité – femmes	-0.088*** (0.014)	-0.025* (0.013)	0.031*** (0.012)	-0.000 (0.011)	0.100*** (0.018)	0.055*** (0.018)
Vulnérabilité – hommes	-0.084*** (0.016)	0.001 (0.014)	0.019* (0.011)	0.008 (0.012)	0.055*** (0.016)	0.026 (0.016)
Pauvreté (non sévère) – femmes	-0.180*** (0.023)	-0.073*** (0.020)	0.102*** (0.019)	0.044** (0.020)	0.152*** (0.027)	0.077*** (0.030)
Pauvreté (non sévère) – hommes	-0.213*** (0.025)	-0.065*** (0.023)	0.063*** (0.018)	0.020 (0.019)	0.065*** (0.024)	0.023 (0.024)
Pauvreté sévère – femmes	-0.273*** (0.028)	-0.097*** (0.023)	0.222*** (0.026)	0.096*** (0.025)	0.221*** (0.034)	0.096*** (0.036)
Pauvreté sévère – hommes	-0.323*** (0.029)	-0.096*** (0.029)	0.132*** (0.025)	0.007 (0.021)	0.123*** (0.030)	0.040 (0.030)
Pauvreté (ensemble) – femmes	-0.223*** (0.019)	-0.081*** (0.017)	0.158*** (0.017)	0.066*** (0.017)	0.182*** (0.022)	0.084*** (0.025)
Pauvreté (ensemble) – hommes	-0.263*** (0.020)	-0.076*** (0.020)	0.094*** (0.016)	0.013 (0.016)	0.091*** (0.019)	0.029 (0.020)
<i>Écart femmes-hommes – Non-pauvres</i>						
Écart femmes-hommes (chez les non-pauvres)	0.060*** (0.009)	0.108*** (0.018)	0.005 (0.008)	0.003 (0.008)	0.069*** (0.010)	0.093*** (0.014)
<i>Surpénalité féminine (double différence)</i>						
Surpénalité féminine – vulnérabilité	-0.004 (0.021)	-0.026 (0.019)	0.013 (0.016)	-0.008 (0.016)	0.045* (0.024)	0.030 (0.024)
Surpénalité féminine – pauvreté (non sévère)	0.033 (0.034)	-0.008 (0.029)	0.039 (0.026)	0.025 (0.025)	0.087** (0.036)	0.055 (0.036)
Surpénalité féminine – pauvreté sévère	0.049 (0.040)	-0.000 (0.034)	0.090** (0.036)	0.089*** (0.030)	0.098** (0.045)	0.057 (0.042)
Surpénalité féminine – pauvreté (ensemble)	0.039 (0.027)	-0.005 (0.023)	0.063*** (0.023)	0.052*** (0.020)	0.091*** (0.029)	0.055* (0.028)
Nombre d'observations	18108	15581	18103	15576	13358	11603

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Annexe 10 – Méthodologie de la modélisation par équations structurelles (SEM)

La méthodologie mise en œuvre jusqu'ici a permis d'estimer la pénalité – et la surpénalité pour les femmes – associée à la pauvreté en sixième sur plusieurs dimensions en début de vie adulte, tout en neutralisant l'influence des désavantages corrélés liés au milieu d'origine. Toutefois, cette approche reste limitée pour expliciter ces mécanismes sous-jacents sur une période aussi longue : une fois l'incidence quantifiée, la question centrale devient celle des principales voies de transmission favorisant la persistance de la pauvreté. En effet, par quels vecteurs la pauvreté à l'entrée au collège se traduit-elle, seize ans plus tard, par un risque nettement accru d'être ni en emploi, ni en études, ni en formation (NEET) ?

Pour ouvrir cette « boîte noire », une régression standard s'avère insuffisante, car elle ne permet pas de modéliser simultanément plusieurs chaînes prédictives interdépendantes, ni de décomposer de manière cohérente l'association totale en un ensemble d'effets directs et d'effets indirects lorsque plusieurs médiateurs interagissent entre eux. Pourtant, tout au long de la période allant du début de l'adolescence à l'âge adulte, la pauvreté agit sur des variables qui, à leur tour, en influencent d'autres, susceptibles, *in fine*, d'accroître la probabilité de devenir NEET. Par exemple, si la pauvreté agit sur la trajectoire scolaire (à travers, ici encore, différentes dimensions), et conduit à une probabilité plus élevée de sortir de formation initiale avec un faible diplôme, ce dernier conditionne ensuite d'autres dimensions fortement liées au statut de NEET. Il existe alors un lien étroit entre le diplôme et le risque d'être NEET, ainsi qu'entre une sortie rapide du système éducatif et la parentalité ; or la parentalité est elle-même susceptible d'influencer l'éloignement du marché du travail. Dès lors, la pauvreté peut affecter le risque d'être NEET via plusieurs chaînes simultanées (pauvreté → diplôme → NEET, mais aussi pauvreté → diplôme → parentalité → NEET), auxquelles s'ajoutent d'autres médiateurs et leurs corrélations.

Pour répondre à ce défi, nous mobilisons la modélisation par équations structurelles (SEM - *structural equation modeling*), qui peut être vue comme une extension des modèles de régressions multiples permettant d'estimer simultanément un système d'équations. Le SEM est particulièrement adapté à l'analyse de la médiation, et donc à notre objet d'étude : il permet d'estimer dans un cadre unifié à la fois l'effet direct d'une variable sur une issue et les effets indirects transitant par plusieurs médiateurs, en tenant compte de leurs corrélations éventuelles et en autorisant des structures

prédictives plus complexes, avec des médiateurs pouvant eux-mêmes s'influencer mutuellement (Bollen, 1989 ; Gana et Broc, 2018⁴).

Dans cette perspective, nous estimons un SEM qui combine un modèle structurel de type « analyse de chemins » (*path model*) – reliant la pauvreté, les médiateurs et l'issue finale – et un modèle de mesure (analyse factorielle confirmatoire, CFA) nous permettant de définir une variable latente de contexte communal (*Com*) comme médiateur. Alors que *La Note d'analyse* n° 158 discute la pertinence des variables retenues et de leur ordonnancement, la présente annexe a pour objet de documenter la spécification et l'estimation du SEM. Plus précisément, nous cherchons à estimer l'effet de la pauvreté en sixième (*Pauv*) – à travers cette fois-ci une variable binaire 0/1⁵ – sur le risque d'être NEET en début de vie adulte, à la fois directement et indirectement via plusieurs médiateurs : le plus haut niveau de diplôme atteint (*Dip*), la parentalité (*Par*), ainsi que les caractéristiques socioéconomiques de la commune de résidence (*Com*, variable latente). Conformément à nos hypothèses, *Dip* est placé en amont, puisqu'il influence aussi bien la probabilité d'être parent que le type de commune de résidence. Enfin, *X* désigne un vecteur de contrôles liés aux caractéristiques familiales et sociodémographiques mesurées en 2008, de manière similaire aux spécifications précédentes (voir annexe 7).

Plusieurs variables endogènes du modèle sont binaires (statut de NEET, parentalité) ou ordinales (niveau de diplôme et indicateurs communaux classés sous forme de quintiles). De ce fait, une estimation SEM qui traiterait ces variables comme si elles étaient continues – et en général normalement distribuées – n'est pas appropriée. Nous privilégions donc l'estimateur WLSMV (*Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted*), adapté aux variables binaires et ordinales : il repose sur une représentation à variable de réponse latente et seuils (type *ordered-probit*), en cohérence avec les spécifications retenues dans les précédentes parties de l'étude (et toujours pondéré par le poids d'enquête). Concrètement, l'estimation s'appuie sur l'introduction de seuils (*thresholds*) pour relier les variables observées à des propensions latentes continues, puis sur des corrélations adaptées à ce cadre – polychorique pour les variables ordinales et tétrachorique pour les variables binaires. La statistique de test globale est ensuite ajustée

⁴ Bollen K. A. (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, New York, John Wiley and Sons ; Gana K. et Bro G. (2018), *Introduction à la modélisation par équations structurales. Manuel pratique avec lavaan*, Londres, ISTE Éditions.

⁵ Les individus en situation de pauvreté sévère et non sévère à l'entrée au collège sont regroupés ici pour des raisons de puissance statistique dans un même groupe (pauvreté « ensemble »). Les individus non-pauvres en sixième représentent la référence (les élèves vulnérables ne sont plus étudiés dans cette partie de la note).

(correction moyenne-variance), afin d'obtenir des tests d'ajustement et des erreurs-types mieux calibrés malgré la nature discrète des variables observées.

En amont de l'estimation du modèle structurel, nous construisons préalablement une mesure synthétique du contexte socioéconomique de la commune de résidence en début de vie adulte, qui sera ensuite intégrée au modèle comme médiateur. Pour cela, nous disposons de plusieurs indicateurs décrivant ce contexte, tous mesurés sous forme de quintiles ordonnés : le taux de pauvreté communal, le taux de chômage et le niveau de vie médian. Nous postulons alors l'existence d'une variable latente non directement observable – le « contexte socioéconomique de la commune de résidence » (*Com*) – qui se manifeste à travers ces indicateurs, et mobilisons pour la définir une analyse factorielle confirmatoire (CFA - *confirmatory factor analysis*).

La CFA repose sur une logique dite « réflexive » : le facteur latent est interprété comme la cause commune des variables observées, postulant l'existence d'une réalité sous-jacente qui engendre l'augmentation simultanée de ces indicateurs (pour reprendre une analogie : ce n'est pas la fièvre et la toux qui créent la grippe, mais le virus qui cause ces symptômes). Cette méthode consiste alors à modéliser la covariation entre ces trois mesures afin d'en extraire un facteur latent unique. En effet, si une cause commune structure effectivement ces indicateurs, alors ces derniers doivent être fortement corrélés entre eux. La procédure d'estimation vise dès lors à déterminer les valeurs des saturations (λ) permettant de reproduire le plus fidèlement possible la matrice de corrélations observée dans les données. Par rapport à une approche « formative » (où les indicateurs constituent le concept), le principal avantage de cette spécification est la possibilité de « séparer » le facteur latent des erreurs de mesure. En distinguant la variance partagée (le construit théorique) du bruit spécifique à chaque indicateur, le modèle permet d'estimer des relations structurelles moins sensibles à l'erreur de mesure : *Com* capte la dimension commune, tandis que chaque indicateur conserve une composante résiduelle qui n'est pas attribuée à la variable latente.

Pour formaliser cette idée, rappelons que l'équation ne relie pas directement le facteur latent aux quintiles observés Q mais à des propensions continues sous-jacentes Q^* . Le modèle de mesure (CFA) peut alors s'écrire :

$$\begin{aligned} Q_{pauvreté}^* &= \lambda_1 Com + \varepsilon_1 \\ Q_{chômage}^* &= \lambda_2 Com + \varepsilon_2 \\ Q_{niveau_vie}^* &= \lambda_3 Com + \varepsilon_3 \end{aligned}$$

Où *Com* représente le facteur latent, λ les saturations factorielles, et ε les termes d'erreurs (spécifiques à chaque indicateur). Sur le plan empirique, l'estimation confirme

l'existence de ce facteur latent commun. Les trois indicateurs présentent des saturations standardisées (λ) très élevées et statistiquement significatives ($p < 0,001$) : -0,87 pour le niveau de vie médian, 0,89 pour le taux de chômage et 0,96 pour le taux de pauvreté monétaire. La structure des signes est cohérente avec l'interprétation du construit : le taux de pauvreté et le taux de chômage contribuent positivement au facteur latent, tandis que le niveau de vie y contribue négativement, ce qui confirme que la variable *Com* capture une dimension structurelle de désavantage socioéconomique. Enfin, les coefficients de détermination des indicateurs sont élevés (R^2 respectifs de 0,913 ; 0,785 et 0,764), indiquant qu'une large part de leur variance est expliquée par le facteur latent (voir le tableau A8 ci-après).

Une fois le construit contextuel validé, nous sommes désormais en mesure d'intégrer cette variable latente (*Com*) au sein du modèle de médiation. Le système d'équations structurelles, estimé simultanément, permet d'identifier les principaux canaux reliant la pauvreté en sixième (*Pauv*) à l'issue finale (*NEET*) – en passant par le diplôme avant les autres médiateurs –, tout en contrôlant par un vecteur de caractéristiques familiales et sociodémographiques (*X*). La structure du modèle se formalise ainsi :

$$(1) Dip = a_{Dip}Pauv + \gamma_{Dip}X$$

$$(2) Par = a_{Par}Pauv + k_{DipPar}Dip + \gamma_{Par}X$$

$$(3) Com = a_{Com}Pauv + k_{DipCom}Dip + \gamma_{Com}X$$

$$(4) NEET = c'Pauv + b_{Dip}Dip + b_{Par}Par + b_{Com}Com + \gamma_{NEET}X$$

Avec une covariance résiduelle autorisée entre médiateur : $Cov(Par, Com) \neq 0$, reflétant le fait qu'ils peuvent partager des déterminants communs non inclus dans le modèle. Ici, les coefficients a_{Dip} a_{Par} a_{Com} mesurent l'effet de la pauvreté sur chacun des médiateurs. Les coefficients k_{DipPar} k_{DipCom} traduisent les effets du diplôme sur les autres médiateurs ; les coefficients $b_{Dip} + b_{Par} + b_{Com}$ mesurent l'effet respectif de chaque médiateur sur le risque d'être *NEET*. Enfin c' capture l'effet direct de la pauvreté sur *NEET*, c'est-à-dire qui ne transite par aucun des médiateurs inclus. Les effets indirects correspondent à des produits de coefficients le long d'un chemin. Par exemple, l'effet indirect de la pauvreté via le diplôme est $a_{Dip} \times b_{Dip}$. Ainsi, d'après nos résultats, la pauvreté a un effet β standardisé de 0.317 sur l'obtention du niveau de diplôme atteint ($a_{Dip} = 0.317$), et ce faible niveau de diplôme a un effet de 0.205 sur la probabilité d'être *NEET* ($b_{Dip} = 0.205$). L'effet indirect uniquement via ce chemin est donc de $0.317 \times 0.205 \approx 0.065$. L'effet total ($\beta = 0.113$) est la somme de tous les effets indirects additionnée à l'effet direct c' (voir le diagramme de médiation et le tableau A7 ci-après). Également, pour comparer l'importance relative des

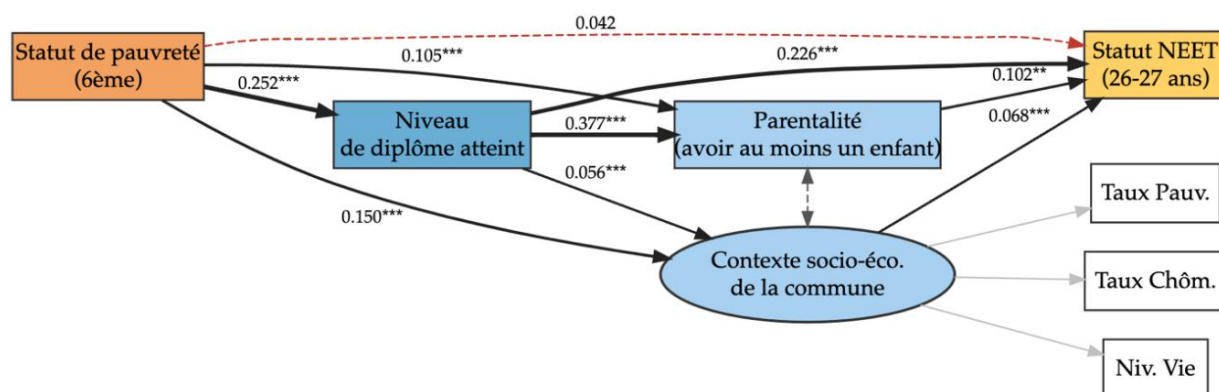
chemins, nous reportons les β standardisés. Pour b un coefficient estimé de la régression, alors le β standardisé est égal à :

$$\beta = b \times \frac{sd(X)}{sd(Y)}$$

Plus précisément, avec l'estimateur WLSMV, les variables catégorielles endogènes sont traitées via une variable de réponse latente continue Y^* , de sorte que la standardisation porte donc sur les écarts-types de ces variables latentes. Autrement dit, les effets s'interprètent en écarts-types de propension, ce qui facilite la comparaison entre chemins en raisonnant sur une même échelle. Un β indique de combien d'écarts-types la propension latente à être *NEET* varie quand X augmente d'un écart-type. Pour un prédicteur binaire (0-1), la standardisation utilise sa variance observée : $sd(X) = \sqrt{p(1-p)}$.

Par définition, tout modèle théorique constitue une approximation simplifiée de la réalité : l'évaluation de la qualité d'ajustement consiste donc à confronter cette structure théorique aux données empiriques pour vérifier dans quelle mesure elle reproduit la structure des relations observées entre les variables. Dans cette optique, l'indicateur le plus intuitif pour apprécier la précision du modèle est le SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*), qui mesure la moyenne des écarts (résidus standardisés) entre les corrélations observées dans l'enquête et celles reconstruites par nos équations. Il s'établit ici à 0,029, ce qui constitue un excellent résultat au regard du seuil usuel de 0,08. Concrètement, cela signifie qu'en moyenne, le modèle prédit les relations entre les variables avec un écart de l'ordre de 0,03 : la matrice de corrélation théorique est donc très proche de la réalité observée.

Au-delà de cette précision, la validité de la structure d'ensemble est confirmée par les indices comparatifs CFI (*Comparative Fit Index*) et TLI (*Tucker-Lewis Index*), qui évaluent la performance du modèle relativement à un modèle nul (*baseline*) où les variables sont supposées indépendantes. Avec des valeurs respectives de 0,997 et 0,999, nos résultats dépassent largement le seuil d'exigence standard de 0,95, indiquant que le modèle rend compte de l'essentiel de la structure relationnelle présente dans les données. Enfin, cette qualité d'ajustement est corroborée par le RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), qui mesure l'erreur d'approximation par degré de liberté, en tenant compte de la complexité du modèle. Sa valeur de 0,024, bien inférieure à la borne usuelle de 0,05, signale une erreur d'approximation faible. À titre d'information, le test du χ^2 est également reporté mais ce dernier étant très sensible à la complexité du modèle et à la grande taille de l'échantillon, il n'est pas à privilégier par rapport à la lecture des indices usuels du SEM.

Schéma A3 – Effets directs et indirects de la pauvreté sur la probabilité d'être NEET*Contrôlé des caractéristiques familiales et sociodémographiques en sixième*

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : une augmentation d'un écart-type de la propension latente à être en situation de pauvreté à l'entrée au collège est associée, toutes choses égales par ailleurs, à une hausse de 0,105 écart-type de la propension latente à être parent à 26-27 ans.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee.

**Tableau A7 – Décomposition des effets (modèle SEM WLSMV)
des effets du SEM jusqu'en début de vie adulte**

Chemin	Coeff. (erreur type)	Intervalle de confiance 95 %	Coeff. Beta standardisé
<i>A. Effet direct</i>			
Direct : pauvreté → NEET	0.101(0.057)	[-0.010 ; 0.213]	0.042
<i>B. Décomposition indirecte</i>			
Via diplôme	0.139***(0.017)	[0.106 ; 0.172]	0.057
Via parentalité	0.026**(0.010)	[0.007 ; 0.045]	0.011
Via contexte de la commune de résidence	0.025**(0.008)	[0.010 ; 0.040]	0.010
Chaîne : diplôme → parentalité	0.024**(0.008)	[0.008 ; 0.039]	0.010
Chaîne : diplôme → contexte	0.002*(0.001)	[0.000 ; 0.004]	0.001
<i>C. Totaux</i>			
Total indirect	0.216***(0.020)	[0.176 ; 0.256]	0.088
Total	0.317***(0.057)	[0.206 ; 0.428]	0.130

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

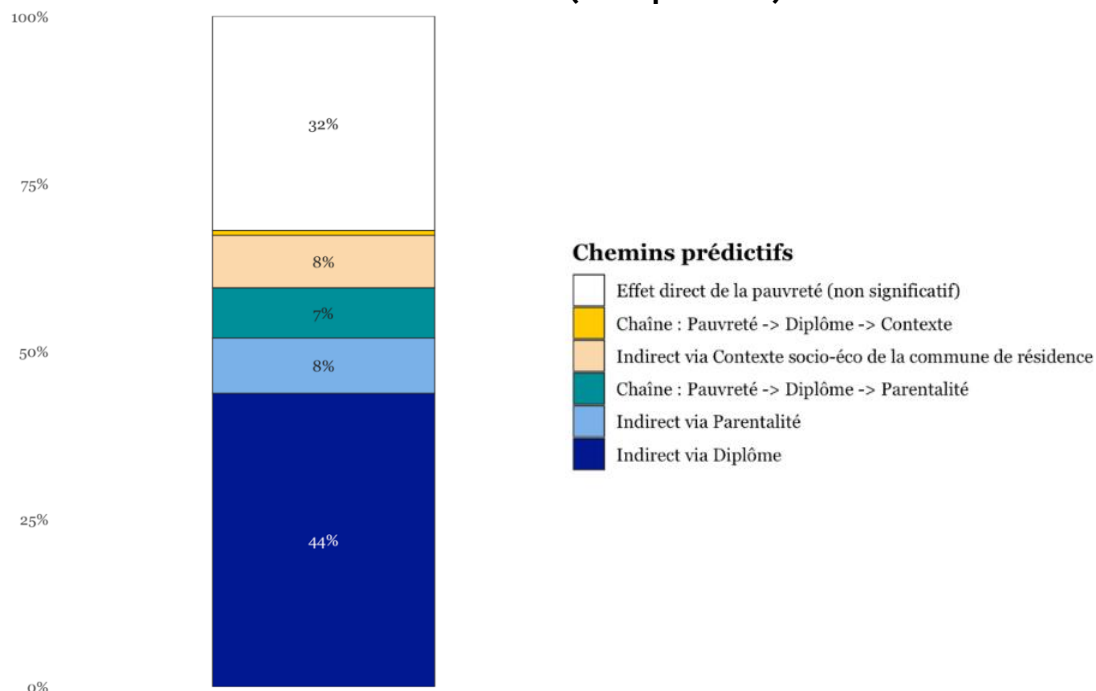
Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Tableau A8 – Qualité d'ajustement et R² du SEM jusqu'en début de vie adulte (26-27 ans)

Indicateur	Valeur	
<i>R²</i>	Statut de NEET	0.118
	Diplôme	0.203
	Parentalité	0.226
	Contexte de la commune de résidence	0.042
	Taux de pauvreté	0.913
	Taux de chômage	0.785
	Niveau de vie médian	0.764
<i>Indices d'ajustement</i>	N	11648
	Chi-2	319.256
	df	40
	p-val	< 0.001
	CFI	0.997
	TLI	0.999
	RMSEA	0.024
	SRMR	0.029

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Graphique A4 – Décomposition de l'effet de la pauvreté sur la probabilité d'être NEET – contribution relative (total $\beta = 0.130$)

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : 44 % des écarts de taux de NEET entre les personnes ayant connu la pauvreté à l'entrée au collège et ceux au contraire non exposés s'expliquent par des différences de niveau de diplôme atteint.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Annexe 11 – SEM multigroupes : comparaison des chemins entre hommes et femmes

Les résultats de la première partie de l'étude ont mis en évidence une « surpénalité féminine » en termes de probabilité d'être NEET, ainsi que dans la probabilité de percevoir un bas salaire parmi les personnes en emploi salarié. Il est dès lors plausible que les canaux de transmission mis en évidence dans le SEM (Annexe 10) diffèrent entre hommes et femmes exposés à la pauvreté à l'entrée au collège.

Nous estimons donc le même SEM dans un cadre d'analyse multigroupes (MGA - *multi-group analysis*), permettant de comparer la structure des relations entre les deux sexes. Nous comparons un modèle non contraint – où les chemins sont libres selon le sexe – à un modèle contraint imposant l'égalité des chemins entre hommes et femmes. Afin de garantir la comparabilité du construit latent Com entre groupes, nous imposons au préalable l'égalité des charges factorielles du modèle de mesure (invariance métrique). L'hypothèse d'égalité des chemins structurels est ensuite évaluée à l'aide d'un test de différence de χ^2 robuste adapté au WLSMV (procédure de Satorra, 2000⁶). Le rejet de ce test ($p < 0,01$) indique que les relations structurelles diffèrent significativement entre les hommes et les femmes ; nous reportons donc les coefficients (ainsi que les β standardisés) par sexe pour documenter ces écarts, discutés dans *La Note d'analyse n° 158* (voir son tableau 5 pour l'ensemble des résultats).

Annexe 12 – SEM éducation

Si les analyses précédentes ont montré que le diplôme demeure le premier canal de la persistance de la pauvreté, il convient d'ouvrir la « boîte noire » de la scolarité pour mieux comprendre les mécanismes qui conduisent les élèves exposés à la pauvreté à présenter une probabilité plus élevée de sortir du système scolaire avec un diplôme inférieur au baccalauréat. Nous proposons pour cela une nouvelle modélisation par équations structurelles (SEM), dont la stratégie d'estimation reprend les principes méthodologiques validés précédemment (estimateur WLSMV et contrôles familiaux et sociodémographiques).

Dans ce cadre, la pauvreté affecte d'abord un premier médiateur représentant les difficultés scolaires avant l'entrée au collège (redoublement à l'école élémentaire). Placé en amont, celui-ci agit ensuite sur les médiateurs observés en fin de sixième – compétences cognitives, sentiment d'efficacité scolaire et contexte social du collège

⁶ Satorra A. (2000), « Scaled and adjusted restricted tests in multi-sample analysis of moment structures », dans Heijmans D. D. H., Pollock D. S. G. et Satorra A. (dir.), *Innovations in Multivariate Statistical Analysis: A Festschrift for Heinz Neudecker*, Kluwer Academic Publishers, p. 233-247.

(variable latente) – qui influencent eux-mêmes, *in fine*, le risque de sortie du système scolaire sans le baccalauréat. Nous ne redéveloppons pas ici l'ensemble des éléments techniques, identiques à ceux du SEM portant sur le statut de NEET. Toutefois, l'ensemble des résultats (Tableau A9) et des indicateurs de la qualité d'ajustement du modèle (Tableau A10) sont présentés ci-après. En effet, le SRMR (0,008) indique que les corrélations reconstruites par le modèle sont très proches de celles observées, bien en deçà du seuil usuel de 0,08. Les indices comparatifs confirment également un très bon ajustement (CFI = 0,968 ; TLI = 0,984), au-delà des seuils couramment retenus ($\approx 0,95$). Enfin, le RMSEA (0,027) suggère une erreur d'approximation faible. Au total, l'ensemble de ces indices plaide en faveur d'un ajustement global satisfaisant du modèle.

Tableau A9 – Décomposition des effets (modèle SEM WLSMV) en milieu scolaire

Chemin	Coeff. (erreur type)	Intervalle de confiance 95 %	Coeff. Beta standardisé
<i>A. Effet direct</i>			
Direct : pauvreté → sortie sans baccalauréat	0.176*(0.074)	[0.030 ; 0.321]	0.061
<i>B. Décomposition indirecte</i>			
Via difficultés précoces	0.268***(0.043)	[0.183 ; 0.353]	0.093
Via contexte social du collège	0.052*(0.020)	[0.012 ; 0.091]	0.018
Via compétences cognitives	0.059***(0.014)	[0.032 ; 0.087]	0.021
Via sentiment efficacité scolaire	0.016(0.008)	[-0.001 ; 0.032]	0.006
Chaîne : difficultés précoces → contexte	0.003(0.001)	[0.000 ; 0.005]	0.001
Chaîne : difficultés précoces → compétences cognitives	0.076***(0.014)	[0.048 ; 0.104]	0.027
Chaîne : difficultés précoces → sentiment d'efficacité scolaire	0.029***(0.006)	[0.017 ; 0.040]	0.010
<i>C. Totaux</i>			
Total indirect	0.502***(0.044)	[0.415 ; 0.589]	0.175
Total	0.677***(0.074)	[0.533 ; 0.822]	0.236

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Tableau A10 – Qualité d'ajustement et R² du SEM en milieu scolaire

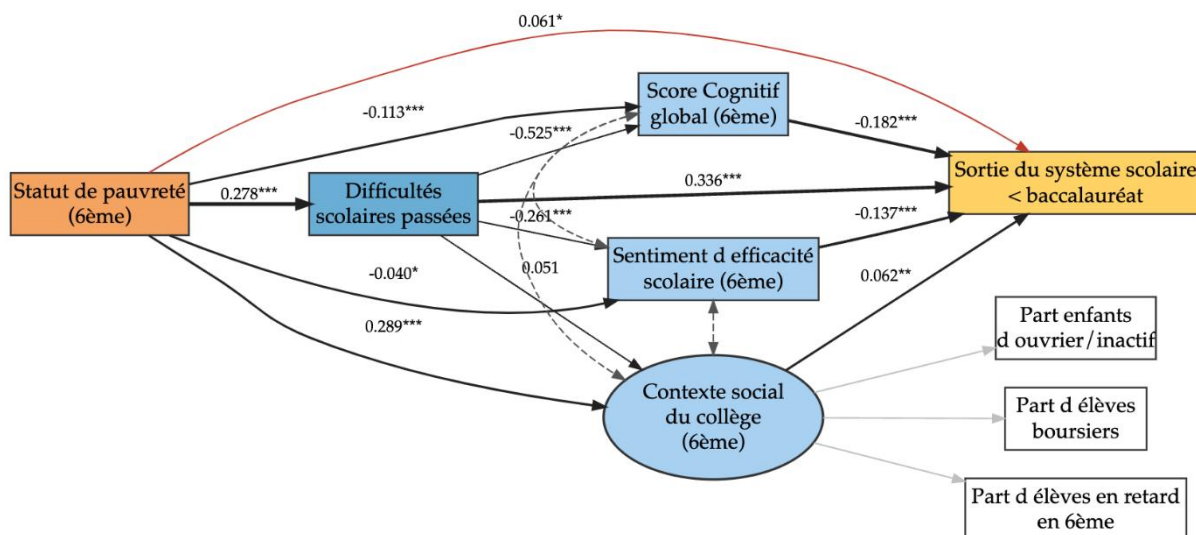
Indicateur	Valeur	
R ²	Sortie < bac	0.401
	Difficultés passées	0.189
	Score cognitif	0.424
	SEP	0.099
	Contexte social	0.216
	Part d'enfants d'ouvriers	0.760
	Part d'élèves boursiers	0.821
	Part d'élèves en retard	0.470

Indicateur	Valeur	
<i>Indices d'ajustement</i>	N	7751
	Chi-2	283.054
	df	42
	p-val	< 0.001
	CFI	0.968
	TLI	0.984
	RMSEA	0.027
	SRMR	0.008

Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee

Schéma A4 – Effets directs et indirects de la pauvreté sur la probabilité de sortir du système scolaire sans le baccalauréat
Contrôlé des caractéristiques familiales et sociodémographiques en sixième



Champ : individus présents en 2023 dont le ménage avait répondu en 2008 à l'enquête Famille ainsi qu'à l'ensemble des quatre questions nécessaires à la construction de l'indicateur de pauvreté.

Lecture : une augmentation d'un écart-type de la propension latente à être en situation de pauvreté à l'entrée au collège est associée, toutes choses égales par ailleurs, à une hausse de 0,278 écart-type de la propension latente à avoir connu des difficultés scolaires passées.

Source : panel de la DEPP des élèves entrés en sixième en 2007, apparié à l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA) de l'Insee