

Risque d'exclusion sociale et ressources des jeunes NEET

Risk of Social Exclusion and Resources of Young NEETs

Claire Bonnard, Jean-François Giret et Yann Kossi*

Résumé – La catégorie des jeunes ni en emploi, ni en étude, ni en formation, souvent désignée par l'acronyme NEET, est devenue une cible des politiques publiques visant à lutter contre les difficultés d'insertion des jeunes dans différents pays. Elle reste néanmoins vivement critiquée du fait de l'hétérogénéité des sous-populations qui la composent. Cet article appréhende la diversité des situations de NEET par rapport à leur risque d'exclusion sociale. À partir de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, une analyse multidimensionnelle de ce risque d'exclusion est développée en tenant compte de la situation par rapport à l'emploi, la formation, la santé et les relations sociales. Les résultats montrent que les facteurs de risques ne sont pas exactement les mêmes dans chaque dimension, même si l'absence de diplômes s'avère très pénalisante pour les quatre dimensions. Ils soulignent également la difficulté de mettre en perspective les ressources monétaires des jeunes en situation de NEET avec les risques d'exclusion sociale.

Abstract – *The category of young people not in employment, education or training, often known by the acronym NEET, has become a target of public policies to combat the integration difficulties faced by young people in different countries. However, the category remains heavily criticised due to the heterogeneity of the sub-populations that comprise it. Using the Enquête nationale sur les ressources des jeunes (National survey on the resources of young adults, ENRJ), this article addresses the diversity of NEET situations in relation to their risk of social exclusion. This risk is analysed through a multidimensional analysis taking into account their situation with regard to employment, training, health and social relations. The results show that the risk factors are not exactly the same in each dimension, even though an absence of educational qualifications is very damaging for all four dimensions. They also underline the difficulty of putting into perspective the monetary resources of young people in NEET situations with the risks of social exclusion.*

Codes JEL / JEL Classification : I32, I24

Mots-clés : NEET, exclusion sociale, sous-ensembles flous, ressources

Keywords: *NEET, social exclusion, fuzzy sets approach, resources*

Rappel - Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Iredu EA7318, Université de Bourgogne-Franche-Comté, Centre associé Cereq (claire.bonnard@u-bourgogne.fr ; jean-francois.giret@u-bourgogne.fr ; yann.kossi@univ-tours.fr)

Nous remercions les rapporteurs anonymes pour leurs propositions constructives qui nous ont permis d'améliorer la première version de cet article, ainsi que Mickaël Portela, Sébastien Grobon et l'ensemble des participants du groupe d'exploitation de l'enquête ENRJ. Cette recherche a bénéficié d'un financement de l'ANR 15ORAR00501.

Reçu le 29 janvier 2019, accepté après révisions le 7 décembre 2019.

Citation : Bonnard, C., Giret, J.-F. & Kossi, Y. (2020). Risk of Social Exclusion and Resources of Young NEETs. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 133–154. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2010>

La part des jeunes qui appartiennent à la catégorie NEET, ces jeunes qui ne sont ni en cours d'études, ni en emploi, ni en formation (*not in education, employment or training*), est devenue ces dernières années un indicateur central pour étudier les problèmes d'insertion et de précarité des jeunes sur le marché du travail (Carcillo *et al.*, 2015). Cette catégorie est de plus en plus mise en avant dans les discours des responsables politiques au sein de l'Union européenne, y compris en France. Le taux de NEET est un indicateur utilisé dans différentes publications officielles pour comparer l'état du marché du travail des jeunes dans différents pays. En 2017, selon Eurostat, 17.2 % des jeunes de 20 à 34 ans relèvent de la catégorie NEET¹ dans l'Union européenne ; cette proportion varie de 7.8 % en Suède à 29.5 % en Italie, la France étant dans une position intermédiaire avec 18.2 % de NEET. Ce taux varie sensiblement selon la tranche d'âge considérée. Ainsi, pour la France en 2015, Minni & Galtier (2017) montrent que le taux de NEET va de 6.2 % pour les 15-19 ans à 18.1 % pour les 20-24 ans et à 20 % pour les 25-29 ans. De plus, ce taux n'est pas toujours lié directement à l'évolution de la conjoncture car il dépend, du fait de sa construction, du taux de scolarisation des jeunes à différents âges, son augmentation conduisant systématiquement à une baisse du taux de NEET. Ainsi, il peut y avoir entre les pays une déconnexion entre les évolutions du taux de NEET et du taux de chômage des jeunes.

On propose dans cet article de revenir sur la construction de cette catégorie et sur les critiques qui peuvent lui être faites. Les NEET sont pour l'Union européenne « les jeunes les plus difficiles à atteindre » et incluent notamment « des personnes confrontées à la pauvreté, à l'exclusion sociale, au handicap et à la discrimination » (Commission européenne, 2016, p. 1). L'enjeu est de discuter de cette définition en examinant les liens entre NEET, exclusion sociale et pauvreté. La première section présente la genèse de la catégorie NEET, puis les débats qu'elle a suscités depuis sa création en France et en Europe. On se focalise sur une dimension importante qu'occulte en partie la catégorisation de NEET, celle de l'exclusion sociale pour les jeunes, alors qu'elle semble centrale dans l'analyse de leurs difficultés. Dans la deuxième section, nous proposons d'opérationnaliser cette dimension de l'exclusion sociale et de l'appliquer aux jeunes en situation de NEET à partir d'une logique floue et multidimensionnelle. On mobilise pour cela les données de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ) réalisée par la DREES et l'Insee, concernant les

jeunes de 18 à 24 ans. La dernière section explore, à partir de cette même enquête, le lien entre les différentes dimensions de l'exclusion sociale et les ressources des jeunes.

1. La construction de la catégorie NEET et ses limites

Développée au Royaume-Uni dans les années 1980, la catégorie NEET visait à remplacer celle des « *status zero* », les personnes qui n'étaient pas bien identifiées par les principales catégories du marché du travail, et devait élargir la catégorie de chômeurs trop dépendante des nomenclatures internationales (Furlong, 2006). Cette catégorie NEET, qui initialement devait permettre de repérer des jeunes en situation de vulnérabilité, s'est néanmoins développée en englobant des situations beaucoup plus hétérogènes si l'on considère l'employabilité des jeunes (Furlong, 2007). Devenue une catégorie administrative, notamment au niveau européen et une population cible pour les politiques publiques, elle aurait vocation à regrouper l'ensemble des jeunes qui n'accumulent pas de capital humain (Mascherini & Ledermaier, 2016). Gautié (2016) suggère néanmoins une problématique sous-jacente : l'emploi, la formation ou l'éducation seraient seuls désignés comme « socialement souhaitables (voire acceptables ?), excluant donc de façon logique le chômage mais aussi l'inactivité volontaire ».

1.1. Une catégorie très hétérogène

Il est possible de situer l'intérêt croissant pour cette catégorie dans une question plus générale sur la catégorie de chômeurs comme construction historique et sociale (Baverez *et al.*, 1986). L'invention du chômage dans le cadre du salariat permet alors de regrouper différentes populations sans-emploi. Gautié (2002) s'inquiète d'un « processus symétrique à celui de l'invention du chômage » où les spécificités de chaque population deviendraient centrales : le chômage perdrait de sa force aussi bien en tant que catégorie de représentation de la réalité du marché du travail que comme catégorie d'action des pouvoirs publics. Notons que la catégorie NEET ne permet pas seulement de produire un indicateur de plus sur le marché du travail, mais qu'elle délimite également une population cible pour les jeunes dans le cadre de la Garantie

1. Pour simplifier, on parlera des NEET pour désigner les jeunes qui appartiennent à cette catégorie.

Jeune. Il est précisé que ce dispositif doit viser les « NEET vulnérables »² en référence notamment au niveau de ressources financières du jeune, ce qui peut questionner son caractère opératoire dans l'action publique. Un rapport d'Eurofound (2016) préconise d'ailleurs le développement de politiques ciblées sur des sous-groupes de la catégorie NEET pour répondre à leurs besoins spécifiques. Ce fut par exemple le cas du *Youth Contract* qui a été proposé aux jeunes anglais théoriquement en situation de NEET, avec des critères additionnels en termes de niveaux de qualifications plus ou moins restrictifs au niveau national ou au niveau de certaines municipalités (Newton *et al.*, 2014)³.

La critique de l'indicateur NEET et le souhait de le faire évoluer, voire de le dépasser, ne sont pas propres à la France (Furlong, 2006, 2007; Thompson, 2011; Maguire, 2015a). Thompson (2011) et Serracant (2014) soulignent qu'en plus d'englober une hétérogénéité de situations de jeunes, cette catégorie invite à l'individualisation des mesures de politiques publiques mises en place vers ces jeunes. La priorité accordée à la formation ou à l'emploi risque d'en faire bénéficier en premier lieu les jeunes NEET les moins vulnérables. Les autres, considérés comme moins employables, peuvent au contraire être relégués au second plan de ces politiques, ce qui accroît leur vulnérabilité. D'où l'intérêt pour Serracant de retenir notamment un indicateur de « NEET *restricted* », où sont pris en compte les jeunes qui ne travaillent et n'étudient pas et qui ne le souhaitent pas. Ces jeunes rejetant le « rôle fonctionnel » de la formation et de la participation au marché du travail présenteraient le plus haut risque d'exclusion sociale.

Cette critique rejoint une réflexion plus générale sur les rapprochements entre chômage et inactivité, dans une déconstruction de la catégorie de chômeur qui n'est pas propre à la France (Lefresne, 2005). Pour Coutrot & Exertier (2001), ce rapprochement serait le symptôme d'un dépérissement du chômage impulsé par la politique de l'emploi britannique – reprise dans la politique européenne de l'emploi. Or les frontières sont encore plus floues chez les jeunes qui bénéficient moins souvent d'une couverture sociale du risque de chômage.

En France, divers travaux qui se sont interrogés sur le flou entre les catégories de chômage et d'inactivité, montrent également la difficulté à classer clairement les jeunes (Guillemot, 1996 ; Gonzales-Demichel & Nauze-Fichet, 2003). La période de transition de l'école au marché du travail est en général caractérisée par un

enchevêtrement de situations plus ou moins bien définies (Vincens, 1997 ; Giret, 2019). Des jeunes peuvent chercher un emploi au cours de leurs études, alors que d'autres, à leur sortie du système éducatif, n'entrent que par intermittence sur le marché du travail. Les décrocheurs, en premier lieu, vont se retrouver aux franges de l'inactivité, de l'éducation et de l'emploi et peuvent même parfois être difficilement repérables par la statistique publique (Bernard, 2011). Pour les jeunes qui n'ont pas le baccalauréat, les basculements entre chômage et inactivité sont parfois liés aux caractéristiques sociales et familiales, notamment pour les jeunes femmes avec un enfant en bas âge (Guergoat-Larivière & Lemièrre, 2018). Dans l'enseignement supérieur, cette porosité des frontières entre les périodes de recherche d'emploi, de formation et d'inactivité touche également les étudiants (Charles, 2016) : les années de césure ou la mobilisation sur un projet humanitaire, culturel, associatif, peuvent les éloigner d'un parcours linéaire entre formation et emploi. L'ensemble de ces travaux indique que l'éloignement de l'emploi ou des études et les difficultés d'accès au marché du travail ne permettent pas seuls de caractériser les jeunes NEET, même si l'absence d'emploi ou de formation peuvent en être une dimension.

1.2. Une approche se référant au risque d'exclusion sociale

Parmi les critiques faites à l'indicateur NEET, l'une, récurrente, concerne sa difficulté à appréhender le degré d'exclusion des jeunes. De nombreux travaux insistent sur la nécessité de mobiliser pour les jeunes le cadre de l'exclusion sociale dans une optique multidimensionnelle (Hargie *et al.*, 2011). Il présenterait l'intérêt de se différencier des approches en termes de transition des jeunes vers l'âge d'adulte, qui auraient tendance à homogénéiser des situations dans la cadre d'un processus plus ou moins rapide d'inclusion sociale des jeunes (Silver, 2007a).

1.2.1. L'exclusion sociale est multidimensionnelle

La définition de l'exclusion sociale ne fait néanmoins pas consensus et a été l'objet de

2. Une condition de ressources est requise pour prétendre à la garantie jeune. Le jeune ne doit pas recevoir d'aides financières de la part de ses parents et ses ressources ne doivent pas dépasser 492.58 euros (selon le décret n° 2016-1855 du 23 décembre 2016, Ministère du travail).

3. Dans leur évaluation de ce dispositif, Newton *et al.* (2014) soulignent néanmoins que le critère affiché d'être en situation de NEET pour accéder au programme n'était pas toujours respecté.

nombreux débats⁴. Au début des années 1990, dans les travaux académiques notamment européens, Paugam (1998) souligne que l'exclusion sociale se réfère à un « processus multidimensionnel de cumul de handicaps pouvant conduire en particulier à la rupture des liens sociaux ». Cette définition rejoint dans une certaine mesure les cinq aspects identifiés par Silver & Miller (2003) dans la définition de l'exclusion sociale. Premièrement, les auteurs soulignent que l'exclusion sociale fait référence à une dynamique, à un processus. Il n'est pas vraiment possible d'identifier un seuil séparant les « exclus » et les « inclus » mais l'exclusion sociale fait référence à un « *continuum* des positions » entre l'inclusion et l'exclusion. Deuxièmement, l'exclusion sociale est multidimensionnelle. Elle touche à la fois des dimensions au niveau de l'individu et au niveau de la société. Il n'existe néanmoins pas de réel consensus sur les dimensions à prendre en compte, les dimensions identifiées dans la littérature étant généralement en lien avec des désavantages relationnels à la fois économiques et sociaux (Silver, 2007b). Troisièmement, l'exclusion sociale est active dans le sens où elle résulte de comportements d'autres agents (les non exclus) ou encore des institutions. Le quatrième aspect définissant l'exclusion sociale est sa dimension relationnelle. Elle aura comme conséquence un isolement social de l'individu par un manque de réseaux sociaux, de participation à la vie en société ou encore des situations de rejet. Enfin, les auteurs insistent sur le fait que cette notion est fortement dépendante du contexte et de la référence faite à l'inclusion. Elle varie donc dans le temps et l'espace selon les différents pays.

Pour Sen (2000), l'exclusion sociale peut être analysée dans le cadre plus général d'une approche par les capacités. Elle est alors interprétée comme une « privation de capacités ». Elle peut se décliner sous différentes dimensions : participer à la vie sociale, à la vie de la communauté ainsi qu'apparaître en public « sans avoir honte », mais la privation de ces capacités peut également conduire à d'autres privations et limiter les opportunités de l'individu de bénéficier d'une vie décente⁵. Il souligne la dimension à la fois intrinsèque et instrumentale de l'exclusion sociale : être exclu de certains aspects économiques ou sociaux peut ne pas être vécu comme une privation de capacité en soi, mais a de fortes chances d'entraîner par la suite d'autres privations limitant les perspectives et opportunités pour l'individu de bénéficier d'une vie décente. S'il insiste sur l'importance de la composante relationnelle de ce type de

privation, différents événements économiques sont susceptibles d'entraîner l'exclusion sociale. Sen l'illustre avec les conséquences du chômage de long terme sur différentes dimensions pouvant participer à l'exclusion sociale. Le chômage de long terme pourra en effet entraîner une exclusion économique (perte de revenus), du marché du travail (une dévalorisation et une non accumulation de capital humain), sociale (perte de liberté de décision et de participation à la vie de la communauté), et avoir des répercussions sur la santé (difficultés psychologiques, le développement de maladie) et sur la vie familiale. Le chômage de longue durée peut également entraîner un certain découragement concernant les perspectives futures d'emploi et d'insertion dans l'emploi pouvant pousser les chômeurs de longue durée à adopter une attitude passive vis-à-vis du marché du travail. L'ensemble de ces dimensions sont susceptibles d'interagir et de renforcer l'exclusion sociale.

Les conséquences de l'exclusion sociale peuvent être particulièrement élevées chez les jeunes, comme le soulignent Sen (2000) ou Silver (2007a). Différents facteurs sont susceptibles de renforcer ou, au contraire, de protéger les jeunes de l'exclusion sociale. Kieselbach (2003) cherche à déterminer les facteurs de vulnérabilité pouvant contribuer au risque d'exclusion sociale des jeunes chômeurs de longue durée de l'Union européenne. À partir d'une enquête européenne, il identifie plusieurs facteurs de vulnérabilité en lien avec une faible qualification, une certaine passivité sur le marché du travail, une situation financière précaire ou encore de faibles soutiens sociaux et institutionnels. Il montre par ailleurs que les soutiens sociaux dont bénéficie le jeune peuvent être d'importants facteurs de prévention à l'exclusion sociale.

1.2.2. Exclusion sociale et pauvreté

Cette approche multidimensionnelle de l'exclusion peut être également mise en rapport avec celle de la pauvreté monétaire. Ainsi, Carcillo *et al.* (2015) montrent qu'en France le taux de NEET

4. La première apparition de ce terme est attribuée à Lenoir dans son ouvrage « Les exclus : un français sur dix » (1974) ; l'auteur plaide pour la mise en place de politiques préventives pour ce qu'il nomme les exclus désignant les handicapés physiques, mentaux et les inadaptés sociaux. L'exclusion sociale a depuis été au centre de nombreuses politiques notamment au niveau de l'Union européenne. Elle a néanmoins fait l'objet de plusieurs interprétations selon les différents pays et les paradigmes dans lesquels elle s'inscrit.

5. Ainsi, Sen (2000, p. 4) précise : « Being excluded from social relations can lead to other deprivation as well, thereby further limiting our living opportunities. [...] Social exclusion can, thus, be constitutively a part of capabilities deprivation as well as instrumentally a cause of diverse capability failures ».

en situation de pauvreté monétaire est environ deux fois plus élevé que celui des jeunes dans d'autres situations. La recherche d'autonomie avec le départ du domicile parental peut dans certains pays accroître les risques d'exclusion sociale et de pauvreté si les politiques publiques ne ciblent pas ces jeunes (France, 2008). Cela est d'autant plus le cas lorsque les ressources familiales sont insuffisantes : Bynner & Parsons (2002) montrent qu'en Angleterre, c'est le principal facteur d'entrée dans la catégorie NEET pour les jeunes filles sans qualification.

Néanmoins, si exclusion sociale et pauvreté monétaire peuvent être étroitement liées, ces deux situations ne se superposent pas toujours. En effet, si la pauvreté peut participer à l'exclusion sociale, les personnes se sentant exclues peuvent ne pas être considérées comme pauvres et inversement. L'exclusion sociale a un aspect dynamique, contrairement à l'indicateur de pauvreté monétaire qui mesure généralement l'état de pauvreté de l'individu à un moment donné (Silver, 2007b). L'indicateur de pauvreté monétaire ne permettrait donc pas de réellement saisir les « mécanismes et relations sociales » (Silver, 2007a) pouvant expliquer l'aspect plus ou moins transitoire de la situation de l'individu. Les indicateurs de pauvreté subjective interrogeant directement la personne sur le ressenti sur sa situation constituent peut-être une mesure plus pertinente de l'exclusion sociale. En effet, comme le soulignent Duvoux & Papuchon (2018), la pauvreté subjective dépend des trajectoires de vie des individus ; ils l'analysent comme « un indicateur d'insécurité sociale durable, associée à un surcroît de pessimisme envers l'avenir ». Par ailleurs, la dynamique de l'exclusion sociale n'est pas forcément linéaire et liée au processus de décohabitation. La vie au domicile parental n'est pas un rempart contre l'exclusion sociale des jeunes qui n'arrivent pas à trouver un emploi, même si elle peut les protéger d'un certain niveau de pauvreté monétaire. De même, les jeunes re-cohabitants, en emploi ou ayant perdu leur emploi, confrontés à des difficultés d'accès au logement (Maunaye, 2016), ne sont pas pour autant concernés par toutes les dimensions de l'exclusion sociale.

Ces différents éclairages soulignent la forte hétérogénéité de la catégorie statistique NEET. Si elle inclut des jeunes en situation d'exclusion sociale et de pauvreté monétaire, elle rassemble des jeunes connaissant des situations sociales et économiques extrêmement variées. Certains d'entre eux semblent très éloignés des cibles des politiques publiques.

Il semble donc important d'appréhender les difficultés en termes de degrés d'exclusion sociale, permettant de lever certaines limites de l'indicateur NEET. Cette approche présente l'intérêt de prendre en considération la diversité des situations de ces jeunes par rapport à l'exclusion sociale en raisonnant en termes du continuum de positions noté par Silver (2007b). Elle transforme la conception individuelle de l'indicateur NEET en repositionnant l'individu au sein d'un ensemble de relations sociales, et peut être également analysée comme le propose Sen (2000) dans un cadre plus général de privation de capacités. Une autre dimension sous-jacente concerne l'absence ou la rareté des ressources monétaires dont sont supposés disposer les jeunes NEET et qui irait de pair avec leur exclusion. L'analyse des ressources des jeunes doit permettre de mieux comprendre comment se conjuguent pauvreté et exclusion sociale pour ces jeunes. Cette question des ressources est d'ailleurs centrale dans les préoccupations des politiques publiques concernant les NEET, soit parce qu'elles ciblent un seuil maximal de ressources pour les bénéficiaires, soit parce qu'elles proposent un revenu aux jeunes dans le cadre d'un programme plus général d'accompagnement. En France, les conditions d'obtention de la Garantie Jeune imposent un niveau maximum de ressources pour en bénéficier d'un peu moins de 500 euros en 2019. Le dispositif propose parallèlement une allocation d'un même montant dans le cadre d'un contrat d'engagement. Dans différents pays, des politiques destinées spécifiquement aux jeunes NEET proposent également des incitations financières afin de remobiliser les jeunes dans un parcours de retour à l'emploi ou à la formation (Mascherini, 2017), les ressources étant alors généralement octroyées sous la condition d'un engagement du jeune.

2. Mesurer l'exclusion sociale à partir de la méthode des sous-ensembles flous

La mesure empirique de l'exclusion sociale est difficile du fait de son caractère multidimensionnel et dynamique. La méthode des sous-ensembles flous permet de prendre en compte ces différents aspects. Cette méthode a été utilisée dans le cadre de la mesure de la pauvreté des jeunes (Vero & Werquin, 1998), de la santé (Alperin, 2016) ou encore du déclassement des jeunes diplômés (Betti *et al.*, 2011). L'intérêt de cette approche est qu'elle permet de dépasser une vision dichotomique (être NEET ou non NEET) et d'avoir une mesure multidimensionnelle et graduelle du risque d'exclusion sociale.

Formellement, chaque item de risque d'exclusion sociale x est caractérisé par une fonction d'appartenance $\mu(\cdot)$ comprise dans un intervalle $[0,1]$. Lorsque $\mu(x) = 1$, le jeune peut être jugé comme exclu. Si $\mu(x) = 0$, il peut être considéré comme non exclu. Si $0 < \mu(x) < 1$, la fonction devient une mesure du risque d'exclusion sociale selon une intensité allant de 0 à 1.

Dans une première étape, les fonctions d'appartenance de chaque item doivent être calculées. Différentes méthodes permettent de construire la fonction d'appartenance selon le type de variable. L'approche développée par Cheli & Lemmi (1995) a été utilisée ici :

$$\mu(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x = x^1; k = 1 \\ \mu(x^{k-1}) + \frac{F(x^k) - F(x^{k-1})}{1 - F(x^1)} & \text{si } x = x^k; k > 1 \\ 1 & \text{si } x = x^K; k = K \end{cases}$$

avec k ($k = 1, \dots, K$) les modalités de l'item x où plus k est élevé, plus l'intensité de privation de cet item est élevée. $F(x^k)$ correspond à la fonction de répartition de x pour la modalité k . L'avantage de cette méthode est qu'elle ne repose pas sur certains *a priori* du fait que des seuils critiques de privation ne sont pas à déterminer (Martinetti, 2000). Elle est d'ailleurs qualifiée d'approche totalement floue et relative (Cheli & Lemmi, 1995). D'autres méthodes ont été développées dans la littérature, notamment celle de Cerioli & Zani (1990) qualifiée de totalement floue. Le choix de la méthode de Cheli & Lemmi provient du type d'items utilisés et du fait que les modalités ne sont pas équi-distribuées (Martinetti, 2000).

Dans une seconde étape, les différents items sont regroupés au sein de k dimensions. Le nombre de dimensions retenues et la constitution des items dans chaque dimension ont été confortés à l'aide d'une analyse factorielle. Pour agréger les items par dimension, plusieurs méthodes de pondération peuvent être utilisées. Leurs avantages et limites ont été discutés dans la littérature (Martinetti, 2000). Nous utilisons ici la méthode de pondération développée par Betti & Verma (1999). L'intérêt de cette méthode de pondération est de prendre en compte la fréquence de chaque item dans la dimension tout en limitant l'influence des items qui sont fortement corrélés entre eux (Alperin & Van Kerm, 2009).

Soit $x_{ij} \in [0,1]$, l'item de risque d'exclusion sociale $j \in 1, \dots, M$ de l'individu $i \in 1, \dots, N$.

La dimension de risque d'exclusion sociale k pour l'individu i , notée D_{ik} est déterminée par :

$$D_{ik} = \sum_{j=1}^M w_j x_{ij}$$

où w_j correspond aux poids de pondération de Betti & Verma (1999). Ces poids correspondent au produit de deux composantes (Alperin & Van Kerm, 2009) :

$$w_j = (w_j^a * w_j^b)$$

avec w_j^a le coefficient de variation de x_{ij} :

$$w_j^a = \left(\sum_{i=1}^N (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 \right)^{1/2} / \bar{x}_j N^{1/2}$$

où \bar{x}_j la moyenne arithmétique de x_{ij}

et

$$w_j^b = \left[1 + \sum_{j'=1}^M \rho_{j,j'} F(\rho_{j,j'} < \rho_H) \right]^{-1} \left[\sum_{j'=1}^M \rho_{j,j'} F(\rho_{j,j'} \geq \rho_H) \right]$$

avec $\rho_{j,j'}$ le coefficient de corrélation entre les items de risque d'exclusion sociale j et j' , $F()$ une fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si la condition dans la parenthèse est réalisée et 0 sinon. ρ_H est un seuil prédéterminé de corrélation correspondant à l'écart le plus important entre deux coefficients de corrélation ordonnés (Alperin & Van Kerm, 2009).

Ces dimensions peuvent être ensuite agrégées en un indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale. Pour cela, la même méthode de pondération de Betti & Verma (1998) a été appliquée. L'indicateur de risque d'exclusion sociale v_i pour chaque individu i se calcule donc de la manière suivante :

$$v_i = \sum_{k=1}^M \varphi_k D_{ik} / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

où φ_k est la pondération de la dimension k calculée à partir de la formule de Betti & Verma.

L'indicateur de risque d'exclusion sociale V_p pour l'ensemble de la population peut alors s'écrire (Alperin & Van Kerm, 2009) :

$$V_p = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N v_i$$

Puisque v_i est une fonction linéaire de D_{ik} , l'indicateur de risque d'exclusion sociale dans

la population de la dimension k nommé v_k peut être déterminé par :

$$v_k = \sum_{i=1}^N D_{ik} n_i / \sum_{i=1}^N n_i$$

L'indicateur de risque d'exclusion sociale de la population peut alors se réécrire :

$$V_p = \sum_{k=1}^M \varphi_k v_k / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

La contribution relative de la dimension k à l'indicateur de risque d'exclusion sociale est donc donnée par :

$$C_p^k = \varphi_k v_k / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

2.1. Les dimensions de l'exclusion sociale

Les données utilisées sont issues de l'ENRJ réalisée en 2014 par la DREES et l'Insee ; 5 800 jeunes français âgés de 18 à 24 ans ont été interrogés. L'enquête permet de connaître la situation du jeune au moment de l'enquête ainsi que son parcours pendant l'année écoulée. Par ailleurs, c'est également l'une des premières enquêtes en France à interroger de manière précise les jeunes et leurs parents sur le type de relations qu'ils entretiennent, ainsi que sur les différentes ressources perçues par le jeune.

Parmi ces jeunes, un échantillon de 907 observations relèvent de la définition usuelle des NEET (soit 19.7 % des jeunes de 18 à 24 ans⁶). Nous excluons de l'analyse ceux qui déclarent avoir trouvé un emploi devant débiter dans un avenir proche (19 % des NEET) ; en effet, il ne leur est pas demandé dans le questionnaire de répondre à un certain nombre de questions en lien avec leur recherche d'emploi. Au total, nous disposons d'un échantillon de 735 jeunes. Pour dresser un rapide portrait de ces jeunes (voir tableau A-1 en annexe), on peut relever qu'il s'agit à part égale d'hommes (50.1 %) et de femmes (49.9 %), dont l'âge moyen est de 21.3 ans. La plupart d'entre eux vivent encore chez leurs parents (74.6 % contre 25.4 % de semi-cohabitants⁷ ou non-cohabitants). Ils ont un niveau de diplôme relativement faible, même si une partie d'entre eux (14.1 %) détient un diplôme supérieur au baccalauréat, et 32.1 % sont des sortants sans diplôme de l'enseignement secondaire⁸. Enfin, ils sont majoritairement issus des catégories les moins favorisées : 44.8 % de ces jeunes ont un père qui est ou était ouvrier.

Afin de mesurer les risques d'exclusion sociale, l'une des étapes les plus importantes est la sélection des items pertinents. Plusieurs dimensions ont été proposées dans la littérature, renvoyant généralement à des aspects à la fois économiques et sociaux. Nous avons retenu quatre dimensions comprenant les items suivants :

- l'éloignement au marché du travail comprenant i) le souhait de travailler, ii) la démarche de recherche d'emploi, iii) l'activité exercée durant l'année ;

- l'éloignement aux études et à la formation décrit par i) le fait d'avoir été en étude durant l'année, ii) le fait d'avoir réalisé un stage durant l'année, iii) le souhait de reprendre les études dans l'avenir ;

- l'intégration sociale mesurée par i) le type de relations entretenues avec la mère, ii) le type de relations entretenues avec le père, iii) le fait d'être membre d'une association, iv) le fait d'effectuer des dépenses de loisirs ;

- l'état de santé déterminé par i) l'appréciation subjective de son état de santé, ii) le fait d'avoir une maladie chronique, iii) le fait d'avoir été limité ces derniers mois à cause de problème de santé.

L'ensemble de ces dimensions permet d'évaluer le degré d'exclusion sociale du jeune. Les fonctions d'appartenance ainsi que la distribution de chaque item sont présentées dans le tableau A-2 en annexe. Pour juger de la pertinence de ces dimensions, une analyse factorielle en composantes principales⁹ a été réalisée sur ces différents indicateurs. Les résultats présentés en annexe dans le tableau A-3 indiquent qu'une structuration en quatre facteurs est cohérente.

2.2. Risque d'exclusion sociale des jeunes NEET

Selon la méthode des sous-ensembles flous, l'indicateur de risque d'exclusion sociale des jeunes NEET est de 0.281, avec de fortes disparités au sein de l'échantillon, l'écart-type étant de 0.157 (voir figure). Une part de ces jeunes a un risque d'exclusion sociale relativement faible (proche

6. Les données ont été pondérées.

7. Dans cette enquête, sont considérés comme semi-cohabitants les jeunes vivant en partie dans le logement de leurs parents et en partie dans un autre logement.

8. Les jeunes sortis sans diplôme de l'enseignement secondaire ont été répartis en fonction du plus haut niveau de formation atteint. Il est distingué les niveaux VI/V bis, V et IV.

9. Puisque les variables sont catégorielles, nous avons réalisé l'analyse factorielle sur la matrice de corrélation polychorique.

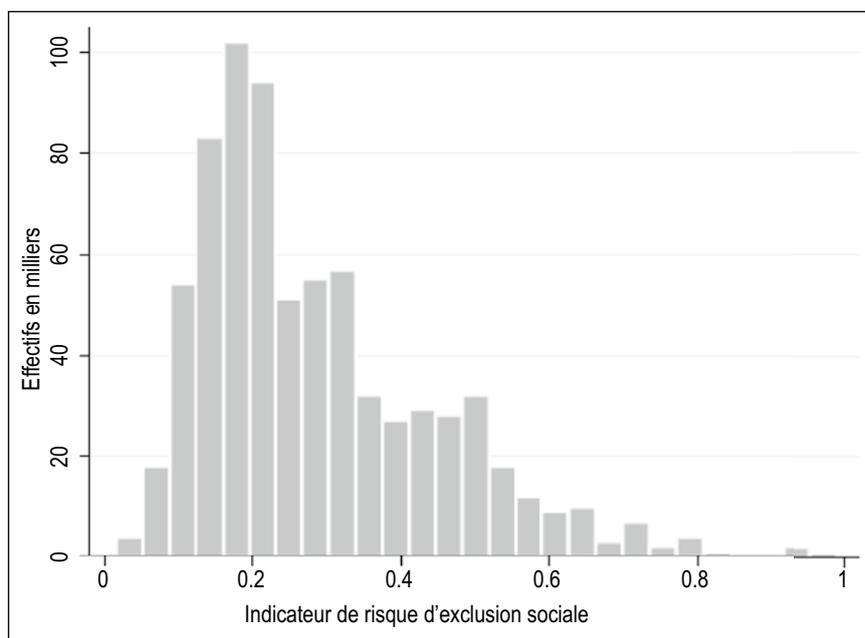
de 0) : 25 % d'entre eux présentent un indicateur d'exclusion inférieur à 0.164. Par ailleurs, 50 % des jeunes NEET ont un indicateur d'exclusion compris entre 0.164 et 0.359, alors que cet indicateur dépasse 0.5 pour 10 % des jeunes, ceux qui peuvent être considérés comme extrêmement vulnérables dans les quatre dimensions définies.

Les deux dimensions qui contribuent le plus à l'indicateur de risque d'exclusion sociale sont l'éloignement aux études (28.4 %) et l'éloignement à l'emploi (27.7 %). L'état de santé contribue à hauteur de 24.1 % et l'intégration sociale de 19.8 % (tableau 1).

L'indicateur de risque d'exclusion sociale peut ensuite être décomposé par sous-groupes de caractéristiques socio-économiques (voir encadré). Cette décomposition permet de déterminer d'une part, les facteurs de vulnérabilité à l'exclusion sociale et d'autre part, les dimensions de l'exclusion susceptibles d'être les plus importantes selon les différents profils des jeunes.

Les femmes apparaissent plus vulnérables que les hommes (l'indicateur est respectivement de 0.305 contre 0.257, voir tableau 2). Cet écart est beaucoup plus marqué pour les jeunes femmes avec enfant (0.393). De plus, chez les femmes,

Figure – Distribution de l'indicateur du risque d'exclusion sociale



Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau 1 – Indicateur multidimensionnel du risque d'exclusion sociale

	Index	Pondération	Indicateur	Part en %
Éloignement à l'emploi	0.249	0.313	0.078	27.7
Éloignement aux études	0.701	0.114	0.080	28.4
Intégration sociale	0.341	0.163	0.056	19.8
Santé	0.165	0.410	0.068	24.1
Total		1	0.281	100

Lecture : l'index correspond à la valeur moyenne de chaque dimension calculée à l'aide des différents items identifiés. La colonne « Pondération » présente la valeur de la pondération de chaque dimension par la méthode de Betti & Verma (1999) permettant le calcul des indicateurs. La colonne « Indicateur » est égale à la valeur de l'index multipliée par la pondération. L'indicateur multidimensionnel, dernière ligne du tableau, est ainsi égal à la somme des indicateurs de chaque dimension. La dernière colonne du tableau permet de déterminer la part relative de chaque dimension dans l'indicateur total. Par exemple, pour la dimension éloignement à l'emploi, sa part relative est de $0.078/0.281=0.277$.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau 2 – Décomposition de l'indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale des NEET

	Éloignement à l'emploi	Éloignement aux études	Intégration sociale	Difficulté de Santé	Indicateur de risque d'exclusion sociale
Ensemble	0.078 (27.7 %)	0.080 (28.4 %)	0.056 (19.8 %)	0.068 (24.1 %)	0.281
Homme	0.064 (24.8 %)	0.080 (31.1 %)	0.053 (20.4 %)	0.061 (23.8 %)	0.258
Femme	0.092 (30.2 %)	0.080 (26.2 %)	0.059 (19.3 %)	0.074 (24.3 %)	0.305
Femme avec enfant(s)	0.139 (34.4 %)	0.092 (23.4 %)	0.077 (19.6 %)	0.085 (21.5 %)	0.393
18-19 ans	0.078 (29 %)	0.070 (26 %)	0.058 (21.6 %)	0.063 (23.4 %)	0.269
20-21 ans	0.085 (30.3 %)	0.077 (27.6 %)	0.054 (19.3 %)	0.064 (22.8 %)	0.280
22-24 ans	0.074 (25.7 %)	0.086 (29.9 %)	0.056 (19.3 %)	0.072 (25 %)	0.287
Nationalité française	0.076 (27.3 %)	0.080 (28.6 %)	0.055 (19.6 %)	0.069 (24.6 %)	0.280
Nationalité étrangère	0.111 (36.9 %)	0.080 (26.4 %)	0.072 (23.7 %)	0.040 (13.1 %)	0.302
<i>Niveau de diplôme</i>					
Non diplômé Niveau VI et Vbis	0.107 (30.3 %)	0.095 (27.0 %)	0.072 (20.3 %)	0.078 (22.3 %)	0.351
Non diplômé Niveau V	0.103 (30.6 %)	0.093 (27.8 %)	0.060 (18.0 %)	0.079 (23.6 %)	0.336
Non diplômé Niveau IV	0.103 (36.5 %)	0.085 (30.3 %)	0.057 (20.2 %)	0.037 (13.0 %)	0.282
CAP ou BEP	0.066 (22.6 %)	0.086 (29.3 %)	0.061 (21 %)	0.080 (27.2 %)	0.294
dont apprenti	0.069 (24.8 %)	0.087 (31.1 %)	0.060 (21.5 %)	0.034 (22.6 %)	0.280
non apprenti	0.064 (21.4 %)	0.086 (28.3 %)	0.062 (20.6 %)	0.089 (29.8 %)	0.302
Bac professionnel	0.060 (24.7 %)	0.069 (28.3 %)	0.052 (21.4 %)	0.063 (25.6 %)	0.244
Bac technologique ou général	0.079 (31.6 %)	0.070 (28 %)	0.048 (19.1 %)	0.053 (21.3 %)	0.250
Supérieur au Bac	0.061 (29.3 %)	0.061 (29.3 %)	0.033 (16 %)	0.053 (25.5 %)	0.208
<i>Expérience sur le marché du travail</i>					
A déjà eu un emploi en CDI	0.050 (20.3 %)	0.091 (36.9 %)	0.050 (20 %)	0.056 (22.8 %)	0.247
A déjà eu un emploi non en CDI	0.064 (24.3 %)	0.077 (29.4 %)	0.054 (20.5 %)	0.068 (25.9 %)	0.268
Aucune	0.114 (34.7 %)	0.080 (24.5 %)	0.061 (18.7 %)	0.072 (22 %)	0.327
<i>Catégorie socioprofessionnelle du père</i>					
Artisan/Agriculteur	0.080 (32.5 %)	0.072 (29.2 %)	0.042 (16.8 %)	0.053 (21.5 %)	0.247
Cadre	0.072 (28.9 %)	0.061 (24.3 %)	0.042 (17 %)	0.044 (29.8 %)	0.249

→

Tableau 2 (suite)

	Éloignement à l'emploi	Éloignement aux études	Intégration sociale	Difficulté de Santé	Indicateur de risque d'exclusion sociale
Profession intermédiaire	0.075 (28.8 %)	0.076 (29.3 %)	0.047 (18.1 %)	0.062 (23.7 %)	0.260
Employé	0.084 (30.1 %)	0.085 (30.6 %)	0.049 (17.7 %)	0.060 (21.7 %)	0.278
Ouvrier	0.073 (25.8 %)	0.084 (29.4 %)	0.055 (19.3 %)	0.072 (25.4 %)	0.284
Père inconnu ou décédé	0.096 (27.6 %)	0.085 (24.5 %)	0.955 (27.4 %)	0.072 (20.6 %)	0.349
Cohabitant	0.072 (27.1 %)	0.078 (29.2 %)	0.053 (19.7 %)	0.064 (24 %)	0.267
Semi-cohabitant ou non-cohabitant	0.094 (29.2 %)	0.086 (26.5 %)	0.065 (20.1 %)	0.078 (24.2 %)	0.323
<i>Taille de l'unité urbaine</i>					
Moins de 20 000 habitants	0.069 (24.7 %)	0.080 (28.6 %)	0.053 (18.9 %)	0.078 (27.9 %)	0.281
De 20 000 à 200 000 habitants	0.075 (25.7 %)	0.080 (27.2 %)	0.065 (22 %)	0.074 (25.1 %)	0.293
Plus de 200 000 habitants	0.077 (28.8 %)	0.080 (29.0 %)	0.052 (19.2 %)	0.060 (22.2 %)	0.269
Agglomération de Paris	0.107 (37.4 %)	0.080 (27.9 %)	0.053 (18.6 %)	0.046 (16.1 %)	0.286

Lecture : le tableau donne la contribution de chaque dimension dans l'indicateur d'exclusion sociale pour chaque sous-groupe. Les chiffres entre parenthèses sont la contribution en pourcentage. Pour les jeunes hommes NEET, l'indicateur d'exclusion sociale est de 0.258. La contribution de l'indicateur d'éloignement à l'emploi est de 0.064. L'éloignement à l'emploi contribue donc à hauteur de 24.8 % à l'indicateur d'exclusion sociale des hommes.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

l'éloignement à l'emploi, notamment si celles qui ont un (ou des) enfant(s), contribue fortement à leur indicateur de risque d'exclusion sociale alors que chez les hommes, la contribution la plus marquée est celle de l'éloignement aux études. Ce résultat peut être mis en perspective avec les résultats de Danner *et al.* (2018) qui montraient un rapprochement du taux de NEET des hommes et des femmes entre la génération de jeunes sortie en 1992 et celle sortie en 2010, mais des durées de la situation de NEET plus longues en début de trajectoires pour les femmes. Le risque de connaître une situation de NEET peut paraître moins inégalitaire, mais les femmes semblent encore faire face à un risque d'exclusion plus important.

Le risque d'exclusion sociale touche de manière relativement similaire les jeunes de toutes les tranches d'âge. Néanmoins, les dimensions ne contribuent pas de façon identique au risque d'exclusion selon la tranche d'âge : par exemple,

pour les plus jeunes, c'est l'éloignement à l'emploi qui a le poids le plus important alors que, pour la tranche d'âge 22-24 ans, c'est l'état de santé.

L'indicateur de risque d'exclusion sociale est lié au niveau de formation du jeune et surtout à l'absence de diplôme. En effet, les sortants non-diplômés du secondaire présentent un indicateur de risque d'exclusion sociale élevé, de 0.351 pour les non-diplômés de niveau VI ou Vbis, de 0.336 pour les non-diplômés de niveau V et de 0.282 pour les non-diplômés de niveau IV. Pour les détenteurs d'un CAP ou d'un BEP, cet indicateur est de 0.294 mais varie de manière significative selon que le diplôme a été obtenu sous contrat d'apprentissage (0.280) ou par la voie scolaire classique (0.302). Le risque d'exclusion sociale décroît lorsque le niveau diplôme s'élève, celui-ci étant d'environ 0.250 pour les bacheliers et de 0.208 pour les diplômés de l'enseignement du supérieur.

ENCADRÉ – Décomposition de l'indicateur d'exclusion sociale

Par certaines de ses propriétés (Alperin, 2016), l'indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale peut être décomposé par sous-groupe ainsi que par dimension.

Décomposition en sous-groupe

Si l'on divise la population en S sous-groupes de taille N_s ($s = 1, \dots, S$), l'indicateur de risque d'exclusion sociale de l'individu i appartenant au groupe s peut s'écrire :

$$v_i^s = \sum_{k=1}^M \varphi_k D_{ik}^s / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

où D_{ik}^s représente le degré d'appartenance de la dimension k pour l'individu i au sein du groupe s . L'indicateur de risque d'exclusion sociale du sous-groupe s peut alors s'écrire :

$$v_p^s = \sum_{i=1}^{N_s} v_i^s n_i^s / \sum_{i=1}^{N_s} n_i^s$$

Nous pouvons ainsi réécrire l'indicateur de risque d'exclusion sociale de la population :

$$V_p = \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{N_s} v_i^s n_i^s / \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{N_s} n_i^s$$

La contribution du sous-groupe s dans l'indicateur de risque d'exclusion sociale de l'ensemble de la population est donc donnée par :

$$C_p^s = \sum_{i=1}^{N_s} v_i^s n_i^s / \sum_{i=1}^N n_i$$

Décomposition par dimension

La contribution de la dimension k à l'indicateur de risque d'exclusion sociale de la population p est :

$$C_p^k = \varphi_k v_k / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

Décomposition multidimensionnelle

L'indicateur de risque d'exclusion sociale de la dimension k pour le sous-groupe s peut s'écrire :

$$v_k^s = \sum_{i=1}^{N_s} D_{ik}^s n_i^s / \sum_{i=1}^{N_s} n_i^s$$

L'indicateur de risque d'exclusion sociale du sous-groupe s peut alors s'écrire :

$$v_p^s = \sum_{k=1}^M \varphi_k v_k^s / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

Nous pouvons ainsi réécrire l'indicateur de risque d'exclusion sociale de la population :

$$V_p = \sum_{s=1}^S \sum_{k=1}^M \varphi_k v_k^s / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

La contribution de la dimension k dans l'indicateur de risque d'exclusion sociale du sous-groupe s est donc donnée par :

$$C_s^k = \varphi_k v_k^s / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

La contribution de chacune des quatre dimensions à l'indicateur de risque d'exclusion sociale apparaît également variable selon le diplôme. Ainsi, l'éloignement à l'emploi contribue fortement à l'indicateur de risque d'exclusion sociale pour les jeunes décrocheurs ainsi que pour les jeunes possédant un baccalauréat général ou technologique. Pour les diplômés d'un CAP ou d'un BEP, l'éloignement aux études et les difficultés de santé ont un poids relativement plus déterminant. Enfin, pour les diplômés de l'enseignement supérieur, les difficultés de santé augmentent sensiblement leur risque d'exclusion alors qu'au contraire leur niveau d'intégration sociale les en protège. La situation de NEET semble, pour eux, moins constituer une situation de rupture dans leurs relations familiales et associatives. Certains peuvent, par exemple, se trouver en année de césure.

Un autre facteur de différenciation important est l'expérience sur le marché du travail : pour les jeunes sans expérience sur le marché du travail, l'indicateur est de 0.327, contre 0.247 pour ceux qui ont déjà eu un emploi stable.

Le niveau de risque d'exclusion sociale des jeunes est également dépendant de leur origine sociale. Les jeunes dont le père est cadre affichent un indicateur de risque d'exclusion sociale d'environ 0.249, l'éloignement aux études ayant une influence plus faible sur leur risque d'exclusion. La contribution des difficultés de santé à leur risque d'exclusion sociale est plus importante. Les jeunes dont le père est inconnu ou décédé ont le taux de risque d'exclusion sociale le plus élevé de l'ordre de 0.349 avec un poids important des difficultés d'intégration sociale.

Les jeunes semi ou non-cohabitants présentent un indicateur plus élevé que les jeunes cohabitants. Enfin, alors que l'indicateur est relativement homogène selon la taille d'unité urbaine du lieu de résidence, le risque d'exclusion sociale des jeunes NEET résidant en région parisienne semble dépendre plus de l'éloignement à l'emploi (le poids est de 37.4 %) que dans les autres régions. Cela pourrait refléter que l'éloignement à l'emploi a un impact plus fort sur le risque d'exclusion sociale en région parisienne, où le marché du travail est très dynamique, que dans d'autres régions où les opportunités sont moins nombreuses et où ne pas avoir d'emploi pourrait être un moindre facteur de différenciation.

Ces résultats montrent l'intérêt d'un indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale puisque celui-ci permet de mettre en évidence la diversité des facteurs qui peuvent contribuer à ce risque selon les profils socio-économiques.

3. Risque d'exclusion sociale et ressources des jeunes NEET

Cette section propose d'examiner le lien entre l'indicateur de risque d'exclusion sociale et les ressources des jeunes en situation de NEET. La mesure des ressources des jeunes est néanmoins délicate. Pour Herpin & Verger (1998), le niveau des ressources monétaires n'est pas toujours une bonne mesure des difficultés des jeunes et de leur précarité actuelle et future, notamment pour les étudiants par comparaison aux autres actifs. Ce constat vaut sûrement aussi pour les jeunes NEET, du fait de la diversité des ressources privées et publiques qu'ils peuvent recevoir.

Les données de l'ENRJ permettent d'avoir une mesure fine et objective des ressources monétaires des jeunes mais également leur appréciation subjective sur leur situation financière. Cependant, les ressources monétaires des jeunes sont complexes à appréhender notamment du fait qu'une partie d'entre eux vivent encore chez leurs parents, et bénéficient ainsi d'un logement gratuit. Le logement du jeune chez ses parents doit être valorisé financièrement. Plusieurs méthodes ont été proposées dans la littérature. Pour les cohabitants, nous avons choisi d'ajouter aux ressources déclarées par le jeune le loyer fictif du logement de leurs parents que nous divisons par le nombre d'habitants majeurs du logement. Nous sommes conscients que cela repose sur un certain nombre d'hypothèses. Néanmoins, l'intérêt de cette méthode est qu'elle permet d'approcher un niveau de vie du jeune tenant compte du bénéfice du logement parental (sur ce point, voir l'article de Castell & Grobon dans ce numéro).

Nous calculons ensuite l'ensemble des ressources monétaires dont le jeune dispose, comme la somme des revenus sociaux perçus et des aides financières régulières de la part des parents et des autres personnes du ménage durant le mois de l'enquête. Les montants moyens des ressources perçues sont présentés dans le tableau 3 avant et après correction du loyer pour les cohabitants. Les jeunes NEET ont déclaré, en moyenne, 513 euros de ressources monétaires le mois de l'enquête. L'hétérogénéité est très marquée, l'écart-type étant de 408 euros. Les différentes aides publiques perçues représentent en moyenne 30 % des ressources totales des jeunes NEET. Le montant moyen des différentes aides perçues est de 275 euros. Les aides publiques

Tableau 3 – Ressources monétaires des jeunes NEET en euros

	Montant mensuel moyen	Montant mensuel moyen après ajout du loyer fictif
Cohabitant	240 (323)	444 (344)
Semi-cohabitant ou non-cohabitant	709 (499)	709 (499)
Total	363 (430)	513 (408)
Nombre d'observations	695	695

Note : l'écart-type est donné entre parenthèses. L'échantillon comprend 695 jeunes. Il est plus restreint du fait que nous ne disposons pas du loyer fictif des jeunes habitants des DOM.
Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

sont multiples et témoignent de la diversité des situations : 17 % des jeunes NEET perçoivent l'allocation chômage, 17 % des prestations logement, 14 % des prestations familiales, 9.5 % le RSA et environ 3 % des prestations liées au handicap et à l'invalidité. Les aides financières des familles ont un poids important dans les ressources des jeunes NEET et varient selon la catégorie socioprofessionnelle des parents. En effet, un jeune NEET dont le père est cadre recevra en moyenne 380 euros par mois d'aide financière (comprenant le loyer) de la part de sa famille contre 226 euros pour un jeune dont le père n'est pas cadre.

Dans l'enquête, il était également demandé aux jeunes « de juger leur situation financière » en plusieurs modalités. Cette variable est utilisée ici comme une mesure subjective du niveau de ressources perçu des jeunes NEET. Le tableau 4 indique que 14.2 % des jeunes NEET déclarent ne pas y arriver sans avoir à contracter de dettes et 31.7 % y arrivent difficilement. Ils sont 31.7 %

à déclarer devoir faire attention tandis que 21.3 % estiment leur situation financière satisfaisante.

Les liens entre ressources et exclusion sont présentés dans le tableau 5. Il apparaît une relation non linéaire entre les quartiles de ressources monétaires et l'indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale. Les jeunes NEET du deuxième quartile de ressources monétaires présentent, en moyenne, un indicateur de risque d'exclusion sociale un peu moins élevé que ceux des premier et troisième quartiles. Les jeunes appartenant au quartile le plus élevé de ressources sont ceux qui présentent l'indicateur de risque d'exclusion le plus élevé. En revanche, la relation entre le niveau de difficulté financière ressentie et l'indicateur de risque d'exclusion sociale est fortement croissante.

Afin d'analyser les associations entre risque d'exclusion sociale et ressources monétaires d'une part, situation financière ressentie d'autre part, nous estimons des régressions logistiques

Tableau 4 – Niveau de vie subjectif des jeunes NEET

	Part de jeunes NEET (%)
Vous ne pouvez pas y arriver sans contracter de dettes	14.2
Vous y arrivez difficilement	31.7
C'est juste, il faut faire attention	32.7
Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise	21.3
Nombre d'observations	681

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau 5 – Risque d'exclusion sociale selon les ressources monétaires et le niveau de vie subjectif

	Indicateur de risque d'exclusion sociale
<i>Ressources monétaires mensuelles par quartiles de niveau de vie</i>	
Q1 [0 ; 198 [0.279
Q2 [198 ; 360[0.264
Q3 [360 ; 773[0.278
Q4 [773 ; 2045[0.310
<i>Niveau de vie subjectif</i>	
Vous ne pouvez pas y arriver sans contracter de dettes	0.351
Vous y arrivez difficilement	0.271
C'est juste, il faut faire attention	0.281
Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise	0.253

Lecture : un quart des jeunes ont des ressources monétaires mensuelles comprises entre 0 et 198 euros. Pour ces jeunes, l'indicateur de risque d'exclusion sociale est de 0.279.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

ordonnées généralisées (Williams, 2006)¹⁰. La variable dépendante est le niveau de ressources mesuré objectivement ou subjectivement. Galland (2019) montre, par exemple, que les facteurs affectant le niveau ressenti de ressources des étudiants peuvent parfois être contre-intuitifs notamment en ce qui concerne le statut social. Les variables indépendantes se rapportent, dans notre étude, aux caractéristiques individuelles (niveau d'éducation, sexe, caractéristiques socio-économiques, etc.) ainsi qu'à l'indicateur d'exclusion sociale. L'objectif est de mieux

comprendre comment l'exclusion sociale est associée « toutes choses égales par ailleurs » aux niveaux de ressources objectifs ou subjectifs. Les résultats sont présentés dans les tableaux 6 et 7.

10. Par rapport à un modèle de régression logistique ordinaire, ce modèle permet de relâcher l'hypothèse du parallélisme des pentes pour les différentes modalités de la variable dépendante. Dans ce modèle, le coefficient des variables indépendantes peut donc différer selon les différents niveaux de la variable dépendante. Pour chaque variable indépendante, l'hypothèse de parallélisme des pentes est testée et selon que celle-ci soit acceptée ou rejetée, le coefficient de la variable variera ou non en fonction des niveaux de la variable dépendante.

Tableau 6 – Régression logistique ordonnée généralisée des ressources monétaires des jeunes NEET

	Q2-Q4 vs. Q1	Q3-Q4 vs. Q1-Q2	Q4 vs. Q1-Q3
Indicateur de risque d'exclusion sociale	-0.195	-0.195	-0.195
<i>Réf. Femme</i>			
Homme	0.266	0.266	0.266
<i>Réf. Pas d'enfant</i>			
Un ou plusieurs enfants	2.877***	2.435***	1.381***
<i>Réf. Nationalité étrangère</i>			
Nationalité française	0.604*	0.604*	0.604*
<i>Réf. 18-19 ans</i>			
20-21 ans	-0.080	-0.080	-0.080
22-24 ans	-0.274	0.009	0.598
<i>Réf. Non diplômé niveau VI et Vbis</i>			
Non diplômé niveau V	-0.032	-0.032	-0.032
Non diplômé niveau IV	-0.052	-0.052	-0.052
CAP ou BEP	-0.080	-0.080	-0.080
Bac professionnel	-0.144	-0.144	-0.144
Bac technologique ou général	-0.275	-0.275	-0.275
Supérieur au Bac	0.424	0.424	0.424
<i>Réf. Père non cadre</i>			
Père cadre	1.861***	1.276***	-0.346***
Père inconnu ou décédé	0.144	0.150	0.150
<i>Réf. Non-cohabitant</i>			
Cohabitant	0.105	-0.573**	-0.774***
<i>Réf. Plus de 200 000 habitants</i>			
Moins de 20 000 habitants	-0.000	-0.000	-0.000
De 20 000 à 200 000 habitants	0.362*	0.362*	0.362*
<i>Réf. A déjà eu un emploi</i>			
Aucune expérience sur le marché du travail	0.012	-0.462**	-0.839***
Constante	0.042	-0.567	-1.682***
Pseudo-R ²	0.112		
Nombre d'observations	695		

Note : les différentes colonnes présentent les résultats en opposant des quartiles les uns aux autres. Ainsi, la première colonne oppose le premier quartile avec les trois autres, la deuxième colonne oppose les quartiles 1 et 2 aux quartiles 3 et 4 et la troisième colonne oppose les trois premiers quartiles au dernier. Un coefficient positif indique qu'une valeur plus élevée de la variable exogène augmente la probabilité que le jeune soit dans un quartile de ressources supérieur au quartile actuel. Inversement, un coefficient négatif accroît la probabilité qu'une valeur de cette variable se trouve dans ce quartile de ressource ou un quartile inférieur. Des coefficients égaux dans les différentes colonnes signifient que l'hypothèse de parallélisme des pentes est acceptée ; l'effet de la variable est constant indépendamment des regroupements de quartiles. Lecture : avoir un enfant accroît la probabilité d'appartenir aux quartiles de ressources monétaires supérieurs au premier quartile. Dans les colonnes suivantes cet effet reste positif mais il est plus faible. Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débuter un emploi dans un avenir proche).

Tableau 7 – Régression logistique ordonnée généralisée de la perception par les jeunes NEET de leur situation financière

	C1	C2	C3
Indicateur de risque d'exclusion sociale	-1.835**	-0.232	-0.555
<i>Réf. Femme</i>			
Homme	-0.029	-0.029	-0.029
<i>Réf. N'a pas d'enfant</i>			
A un ou plusieurs enfants	0.428	0.428	0.428
<i>Réf. Nationalité étrangère</i>			
Nationalité française	-0.354	-0.354	-0.354
<i>Réf. 18-19 ans</i>			
20-21 ans	-0.566**	-0.566**	-0.566**
22-24 ans	-0.241	-0.241	-0.241
<i>Réf. Non diplômé niveau VI et Vbis</i>			
Non diplômé niveau V	0.046	0.046	0.046
Non diplômé niveau IV	-0.067	-0.067	-0.067
CAP ou BEP	0.246	0.246	0.246
Bac professionnel	0.445	0.445	0.445
Bac technologique ou général	0.303	0.303	0.303
Supérieur au Bac	1.268***	1.268***	1.268***
<i>Réf. Père non cadre</i>			
Père cadre	0.357	0.357	0.357
Père inconnu ou décédé	-0.368	-0.368	-0.368
<i>Réf. Non-cohabitant</i>			
Cohabitant	0.463**	0.463**	0.463**
<i>Réf. Plus de 200 000 habitants</i>			
Moins de 20 000 habitants	0.295	0.295	0.295
De 20 000 à 200 000 habitants	-0.161	-0.161	-0.161
<i>Réf. A déjà eu un emploi</i>			
Aucune expérience sur le marché du travail	-0.294	-0.294	-0.294
Constante	2.386***	0.141	-1.354**
Pseudo-R ²	0.045		
Nombre d'observations	681		

Note : les différentes colonnes présentent les résultats en opposant les modalités de la variable dépendante (C1 : Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes vs. Vous y arrivez difficilement ou C'est juste, il faut faire attention ou Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise ; C2 : Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes ou Vous y arrivez difficilement vs. C'est juste, il faut faire attention ou Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise ; C3 : Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes ou Vous y arrivez difficilement ou C'est juste, il faut faire attention vs. Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise). Des coefficients égaux dans les différentes colonnes signifient que l'hypothèse de parallélisme des pentes est acceptée. La lecture des coefficients se fait de la même manière que pour le tableau 6.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débuter un emploi dans un avenir proche).

L'indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale ne semble pas être significativement associé avec les ressources monétaires des jeunes lorsque l'ensemble des caractéristiques socio-économiques sont prises en compte (cf. tableau 6). En revanche, les ressources monétaires des jeunes NEET sont fortement liées à l'expérience du jeune sur le marché du travail. Elles sont également significativement déterminées par leur origine sociale : les jeunes dont le père est cadre perçoivent des ressources

significativement plus élevées que les autres jeunes. Cela illustre, comme le souligne Rothé (2018), que le système d'aides aux jeunes en France est fortement conditionné à l'emploi et va ensuite fortement reposer sur la famille, ce qui peut expliquer une certaine déconnexion entre risque d'exclusion et ressources monétaires.

Le modèle qui examine la perception des jeunes NEET sur leur situation financière montre des résultats différents (cf. tableau 7). En effet,

l'indicateur de risque d'exclusion sociale n'est significativement associé à la perception de difficultés financières que pour celles qui sont les plus importantes (« ne pas pouvoir y arriver sans contracter des dettes »). Par ailleurs, le niveau de diplôme ne semble pas avoir d'influence significative sur le niveau de ressources monétaires effectivement perçu. En revanche, les jeunes diplômés de l'enseignement supérieur ont une probabilité plus faible de déclarer des difficultés financières élevées. Ce résultat rejoint l'étude de Solard & Coppoletta (2014) qui montre que, selon leur niveau d'études, les jeunes n'ont pas la même perception de leurs ressources du fait qu'ils n'ont pas les mêmes attentes et envisagent différemment le caractère transitoire ou non de leur situation.

Des éléments d'explication peuvent éclairer la différence des résultats concernant les ressources monétaires objectives et le niveau de vie subjectif. Tout d'abord, comme mentionné auparavant, la mesure objective des ressources est un indicateur à un instant t qui peut être considéré comme transitoire par le jeune (Silver, 2007b). L'indicateur de risque d'exclusion sociale est une mesure plus permanente et moins volatile dans le temps. Nous pouvons supposer que le jeune qui donne une appréciation subjective sur sa situation financière prend en considération sa situation passée et ses perspectives futures. Il n'évalue donc pas sa situation en fonction de ses seules ressources au moment de l'enquête. Une autre explication peut être liée au fait que l'ensemble des ressources monétaires des jeunes n'est pas totalement repéré dans l'enquête, notamment les aides financières reçues des parents (Solard & Coppoletta, 2014 ; Le Pape *et al.*, 2018).

* *
*

L'ensemble de nos résultats interroge le ciblage et les modalités de certaines politiques en faveur des jeunes NEET. Si l'on considère leur niveau de risque d'exclusion sociale, leur situation apparaît très hétérogène. Une partie d'entre eux présente un fort risque d'exclusion sociale, pouvant tendre à ce que Van de Velde (2016) qualifie « d'expérience d'impasse sociale ». D'autres, au contraire, dans une logique de « suspension », semblent moins vulnérables,

avec une mise en marge du système beaucoup moins durable ou subie.

Les résultats soulignent également la pluralité des facteurs de vulnérabilité, même si les non-diplômés sont en général les plus désavantagés dans l'ensemble des dimensions de l'exclusion sociale. Les diverses ruptures liées à la phase de décrochage et la période de latence qui en découle (Bernard, 2017) conduisent à fragiliser la situation des jeunes et à les maintenir durablement dans des trajectoires d'éloignement de l'emploi (Guégnard *et al.*, 2017). Une réponse pourrait être d'élever l'âge de la scolarité obligatoire. Cependant, comme le souligne Maguire (2013) dans le cadre d'une politique menée en Angleterre, ce type de mesure, si elle a vocation à cibler les jeunes ayant des risques élevés de devenir NEET, nécessite des moyens pédagogiques innovants ainsi que des ressources financières importantes.

Par ailleurs, l'approche que nous avons privilégiée permet d'insister sur la nature multidimensionnelle de l'exclusion sociale. Se focaliser sur un seul facteur, l'emploi ou la formation comme cela est parfois le cas dans certaines politiques publiques visant les NEET, amène à négliger d'autres risques d'exclusion presque aussi importants si l'on regarde les contributions des quatre dimensions à l'indicateur d'exclusion. Pour Yates *et al.* (2006), le risque d'une politique visant seulement à réduire le nombre de jeunes en situation de NEET est de n'agir que sur certaines dimensions considérées comme les moins pénalisantes, sans intervenir sur les plus exclus. Or, les besoins spécifiques des jeunes en situation de NEET sont souvent multiples et évolutifs, ce qui crée des parcours spécifiques dont doivent tenir compte les dispositifs (Longo & Gallant, 2016). En France, Couronné & Sarfati (2018) soulignent que l'ancrage dans la vulnérabilité sociale et économique pour certains NEET constitue un frein à la stratégie du *work first* dans le cadre de la Garantie Jeune¹¹, les conseillers des missions locales devant traiter dans l'urgence des problèmes de différentes natures. À partir de l'évaluation décevante de programmes visant le retour en emploi ou en formation destinés aux NEET en Angleterre, Maguire (2015b) insiste également sur la nécessité d'une pluralité de programmes et d'intervenants, pour répondre à

11. Contrairement à l'accompagnement traditionnel visant à lever en premier lieu les freins à l'emploi, la stratégie du *work first* repose sur une logique de mise en situations professionnelles lors de l'accompagnement.

la diversité des besoins des jeunes en situation de NEET.

Enfin, nous nous sommes focalisés dans cette étude sur le seul groupe des jeunes en situation de NEET, mais ces derniers ne sont pas les seuls concernés par le risque d'exclusion sociale.

Pour Atkinson (1998), l'emploi n'est pas un bouclier suffisant contre l'exclusion sociale. Par ailleurs, des jeunes encore en études sans réelles perspectives d'insertion (Thompson, 2011) ou en situation de précarité, même à l'université (Cordazzo, 2016), peuvent également se retrouver sur une trajectoire d'exclusion. □

BIBLIOGRAPHIE

Alperin, M. N. P. (2016). A multidimensional approach to measure health. *Economics Bulletin*, 36(3), 1553–1568. <http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2016/Volume36/EB-16-V36-I3-P153.pdf>

Alperin, M. N. P. & Van Kerm, P. (2009). Mdepriv Synthetic indicators of multiple deprivation. *CEPS/INSTEAD, Esch/Alzette*. <https://a-benini.github.io/mdepriv/reference/mdepriv.html>

Atkinson, A. B. (1998). Social exclusion, poverty and unemployment. In: Atkinson, A. B. & Hills, J. (Eds.), *Exclusion, employment and opportunity*, pp. 1–24. London: London School of Economics. <http://sticerd.lse.ac.uk/dps/case/cp/Paper4.pdf>

Baverez, N., Salais, R. & Reynaud, B. (1986). *L'Invention du chômage : Histoire et transformations d'une catégorie en France des années 1890 aux années 1980*. Paris: Presses universitaires de France.

Bernard, P.-Y. (2011). Le décrochage des élèves du second degré : Diversité des parcours, pluralité des expériences scolaires. *Les Sciences de l'éducation - Pour l'Ere nouvelle*, 44(4), 75–97.

Bernard, P.-Y. (2017). *Le décrochage scolaire*. Paris: Presses universitaires de France. <https://www.cairn.info/le-decrochage-scolaire--9782130798484.htm>

Betti, G. & Verma, V. (1999). Measuring the Degree Of Poverty in a Dynamic and Comparative Context: A Multi-dimensional Approach Using Fuzzy Set Theory, In: *Proceedings of the ICCS-VI*, 11, 289–301. Lahore, Pakistan, August, 27–31. <http://repec.deps.unisi.it/quaderni/22DMQ.pdf>

Betti, G., D'Agostino, A. & Neri, L. (2011). Educational Mismatch of Graduates: A Multidimensional and Fuzzy Indicator. *Social Indicators Research*, 103(3), 465–480. <https://doi.org/10.1007/s11205-010-9712-6>

Bynner, J. & Parsons, S. (2002). Social Exclusion and the Transition from School to Work: The Case of Young People Not in Education, Employment, or Training (NEET). *Journal of Vocational Behavior*, 60(2), 289–309. <https://doi.org/10.1006/jvbe.2001.1868>

Castell, L. & Grobon, S. (2020). Inégalités de ressources entre jeunes adultes : une approche individualisée. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.

Carcillo, S., Fernández, R., Königs, S. & Minea, A. (2015). *NEET Youth in the Aftermath of the Crisis: Challenges and Policies*. <https://doi.org/10.1787/5js6363503f6-en>

Cerioli, A. & Zani, S. (1990). A Fuzzy Approach To The Measurement Of Poverty in C. Dagum & M. Zenga (Éds.), *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty*, 272–284. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-84250-4_18

Charles, N. (2016). Du public adulte à l'enjeu des parcours non traditionnels. In: Giret, J.-F., Van de Velde, C. & Verley, E. (Eds.), *Les vies étudiantes. Tendances et inégalités*, 263–275. Paris: La Documentation française.

Cheli, B. & Lemmi, A. (1995). A « totally » fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty. *Economic Notes : Economic Review of Banca Monte Dei Paschi Di Siena*, 24(1), 115–133.

Commission européenne (2016). *La garantie pour la jeunesse et l'initiative pour l'emploi des jeunes, trois ans après*. Communication de la Commission Européenne. <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/FR/TXT/HTML/?uri=CELEX:52016DC0646&from=EN>

- Cordazzo, P. (2016).** Les étudiant-e-s vulnérables : Entre renoncements et travail contraint. *In: Giret, J.-F., Van de Velde, C. & Verley, E. (Eds.), Les vies étudiantes. Tendances et inégalités*, 183–193. Paris: La Documentation française.
- Couronné, J. & Sarfati, F. (2018).** Une jeunesse (in)visible : Les « Neets vulnérables » de la Garantie jeunes. *Travail et Emploi*, 153, 41–66. <https://doi.org/10.4000/travailemploi.7905>
- Coutrot, T. & Exertier, G. (2001).** *La loi des grands noms*. Paris: Presses de Sciences Po. <https://www.cairn.info/l-annee-de-la-regulation-n-5-2001-2002--9782724608577-page-256.htm>
- Danner, M., Guégnard, C. & Joseph, O. (2018).** Alice au Pays des NEET : La traversée du miroir sur 20 ans. *In: Céreq, Jeunesse(s) et transitions vers l'âge adulte : Quelles permanences, quelles évolutions depuis 30 ans ? XXIVèmes journées du Longitudinal, Marseille, 7 et 8 juin 2018*, 113–126. <https://www.cereq.fr/sites/default/files/2019-03/37b1790efcd6ca2c6f1b31d00ec127e5.pdf>
- Duvoux, N. & Papuchon, A. (2018).** Qui se sent pauvre en France ? *Revue française de sociologie*, 59(4), 607–647. <https://doi.org/10.3917/rfs.594.0607>
- Eurofound. (2016).** *Exploring the diversity of NEETs*. Publications Office of the European Union.
- France, A. (2008).** From Being to Becoming: The Importance of Tackling Youth Poverty in Transitions To Adulthood. *Social Policy and Society*, 7(4), 495–505. <https://doi.org/10.1017/S1474746408004454>
- Furlong, A. (2006).** Not a very NEET solution: Representing problematic labour market transitions among early school-leavers. *Work, Employment and Society*, 20(3), 553–569. <https://doi.org/10.1177/0950017006067001>
- Furlong, A. (2007).** The zone of precarity and discourses of vulnerability. *Journal of Social Sciences and Humanities*, 381, 101–121. <https://eprints.gla.ac.uk/36831/>
- Galland, O. (2019).** Les revenus étudiants : un poids toujours important de l'aide familiale mais une progression du travail salarié, *In: Giret, J.-F., Belghith, F. & Tenret, E., Regards croisés sur les expériences étudiantes. L'enquête conditions de vie 2016*, pp. 275–291. Paris: La Documentation française.
- Gautié, J. (2002).** De l'invention du chômage à sa déconstruction. *Geneses*, 46(1), 60–76. <https://doi.org/10.3917/gen.046.0060>
- Gautié, J. (2016).** Au-delà des chiffres de l'emploi et du chômage. Problématiques, catégories et indicateurs. *Idées économiques et sociales*, 185(3), 8–18. <https://doi.org/10.3917/idee.185.0008>
- Giret, J. F. (2019).** Classer, quantifier et qualifier les parcours : quelques enseignements issus de 25 années de journées du longitudinal. *In: Céreq, Qualifications et parcours-Qualifications des parcours, XXI^{ème} Journées du longitudinal, 20 et 21 juin 2019*, pp. 21–30.
- Gonzalez-Demichel, C. & Nauze-Fichet, E. (2003).** Les contours de la population active : Aux frontières de l'emploi, du chômage et de l'inactivité. *Économie et Statistique*, 362(1), 85–103. <https://doi.org/10.3406/estat.2003.7346>
- Guégnard, C., Giret, J.-F., Joseph, O. & Murdoch, J. (2017).** Les situations de NEET dans les parcours d'insertion des jeunes en France. *In: Céreq, Rendement éducatif, parcours et inégalités dans l'insertion des jeunes. Recueil d'études sur la Génération 2010*, pp. 225–246. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01533225>
- Guergoat-Larivière, M. & Lemièrre, S. (2018).** Convergence des taux de chômage et persistance des inégalités femmes-hommes. *Revue de l'OFCE*, 160(6), 131–159. <https://doi.org/10.3917/reof.160.0131>
- Guillemot, D. (1996).** La population active : Une catégorie statistique difficile à cerner. *Économie et Statistique*, 300(1), 39–53. <https://doi.org/10.3406/estat.1996.6173>
- Hargie, O., O'Donnell, A. & McMullan, C. (2011).** Constructions of Social Exclusion Among Young People From Interface Areas of Northern Ireland. *Youth & Society*, 43(3), 873–899. <https://doi.org/10.1177/0044118X10366950>
- Herpin, N. & Verger, D. (1998).** Les étudiants, les autres jeunes, leur famille et la pauvreté. *Économie et Statistique*, 308(1), 211–227. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2599>

- Kieselbach, T. (2003).** Long-Term Unemployment Among Young People: The Risk of Social Exclusion. *American Journal of Community Psychology*, 32(1), 69–76. <https://doi.org/10.1023/A:1025694823396>
- Lefresne, F. (2005).** Les politiques d'emploi et la transformation des normes : Une comparaison européenne. *Sociologie du travail*, 47(3), 405–420. <https://doi.org/10.4000/sdt.26811>
- Lenoir, R. (1974).** *Les Exclus : Un français sur dix*. Paris: Editions du Seuil.
- Longo, M. E. & Gallant, N. (2016).** Les jeunes ni en emploi, ni aux études, ni en formation (NEEF). Questions sur une catégorie de politiques publiques. *Bulletin observatoire jeunes et société*, 13(2). <http://www.obsjeunes.qc.ca/sites/obsjeunes.qc.ca/files/BulletinNEEF.pdf>
- Maguire, S. (2013).** Will raising the participation age in England solve the NEET problem? *Research in Post-Compulsory Education*, 18(1-2), 61–76. <https://doi.org/10.1080/13596748.2013.755816>
- Maguire, S. (2015a).** NEET, unemployed, inactive or unknown – why does it matter? *Educational Research*, 57(2), 121–132. <https://doi.org/10.1080/00131881.2015.1030850>
- Maguire, S. (2015b).** Young people not in education, employment or training (NEET): Recent policy initiatives in England and their effects. *Research in Comparative and International Education*, 10(4), 525–536. <https://doi.org/10.1177/1745499915612186>
- Martinetti, E. C. (2000).** A multidimensional assessment of well-being based on Sen's functioning approach. *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 108(2), 207–239. <https://doi.org/10.2307/41634742>
- Mascherini, M. (2017).** Good practices in dealing with young people who are NEETs: policy responses at European level. *Towards a Participatory Society: New Roads to Social and Cultural Integration*, 424. <https://www.pass.va/content/scienze-sociali/en/publications/acta/participatory-society/mascherini.html>
- Mascherini, M. & Ledermaier, S. (2016).** *Exploring the diversity of NEETs*. Publications Office of the European Union. <https://www.eurofound.europa.eu/fr/publications/report/2016/labour-market-social-policies/exploring-the-diversity-of-neets>
- Maunaye, E. (2016).** L'accès au logement autonome pour les jeunes, un chemin semé d'embûches. *Informations sociales*, 195(4), 39–47. <https://doi.org/10.3917/inso.195.0039>
- Minni, C. & Galtier, B. (2017).** Emploi et chômage des 15-29 ans en 2015. Un jeune sur dix au chômage. *Dares Résultats*, N° 16. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2017-016.pdf>
- Newton, B., Speckesser, S., Nafilyan, V., Maguire, S., Devins, D., Bickerstaffe, T. & Marvell, R. (2014).** *The Youth Contract for 16-17 year olds not in education, employment or training evaluation*. Department for Education, Research report. https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/354706/RR318A_-_The_youth_contract_for_16-to_17-year-olds_not_in_education_employment_or_training_evaluation.pdf
- Le Pape, M.-C., Portela, M. & Tenret, É. (2018).** « Ça n'a pas de sens de compter comme ça ». Difficultés et limites d'une approche comptable des aides financières et matérielles apportées aux jeunes adultes dans la famille. *Sociologie*, 9(4), 417–436. <http://journals.openedition.org/sociologie/3721>
- Paugam, S. (1998).** Les formes contemporaines de la pauvreté et de l'exclusion. Le point de vue sociologique. *Genèses. Sciences sociales et histoire*, 31(1), 138–159. <https://doi.org/10.3406/genes.1998.1516>
- Rothé, C. (2018).** Accompagner les « jeunes en errance » ou adapter les normes de l'insertion. *Formation emploi*, 143(3), 161–182. <https://www.cairn.info/revue-formation-emploi-2018-3-page-161.htm>
- Sen, A. (2000).** *Social Exclusion : Concept, Application, and Scrutiny*. Asian Development Bank. <https://www.adb.org/sites/default/files/publication/29778/social-exclusion.pdf>
- Serracant, P. (2014).** A Brute Indicator for a NEET Case: Genesis and Evolution of a Problematic Concept and Results from an Alternative Indicator. *Social Indicators Research*, 117(2), 401–419. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0352-5>
- Silver, H. (2007a).** *Social exclusion: Comparative analysis of Europe and Middle East youth*. Dubai School of Government. https://www.meyi.org/uploads/3/2/0/1/32012989/silver_-_social_exclusion-comparative_analysis_of_europe_and_middle_east_youth.pdf

- Silver, H. (2007b).** *The Process of Social Exclusion : The Dynamics of an Evolving Concept*. University of Manchester. <http://www.chronicpoverty.org/pubfiles/95Silver.pdf>
- Silver, H. & Miller, S. M. (2003).** Social Exclusion. *Indicators*, 2(2), 5–21. <https://doi.org/10.1080/15357449.2003.11069166>
- Solard, J. & Coppoletta, R. (2014).** La décohabitation, privilège des jeunes qui réussissent ? *Économie et Statistique*, 469-470, 61–84. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2122592/ES469D.pdf>
- Thompson, R. (2011).** Individualisation and social exclusion: The case of young people not in education, employment or training. *Oxford Review of Education*, 37(6), 785–802. <https://doi.org/10.1080/03054985.2011.636507>
- Van de Velde, C. (2016).** Les NEET : une déconstruction sociologique. *Bulletin de l'Observatoire Jeunes et Sociétés*, 13(2), 18–20. <http://inegalitessociales.com/wp-content/uploads/2018/03/2016-Les-NEET-une-de%CC%81construction-sociologique-.pdf>
- Vero, J. & Werquin, P. (1998).** Un réexamen de la mesure de la pauvreté. *Économie et Statistique*, 308(1), 143–158. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2595>
- Vincens, J. (1997).** L'insertion professionnelle des jeunes. À la recherche d'une définition conventionnelle. *Formation Emploi*, 21–36. <https://doi.org/10.3406/forem.1997.2252>
- Williams, R. (2006).** Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 6(1), 58–82. <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600104>
- Yates, S. & Payne, M. (2006).** Not so NEET? A Critique of the Use of 'NEET' in Setting Targets for Interventions with Young People. *Journal of Youth Studies*, 9(3), 329–344. <https://doi.org/10.1080/13676260600805671>
-

ANNEXE

Tableau A-1 – Statistiques descriptives

	%
Homme	50.1
Femme	49.9
Femme avec enfant(s)	14.7
<i>Tranche d'âge</i>	
18-19 ans	21.1
20-21 ans	29.6
22-24 ans	49.3
Nationalité française	95.5
Nationalité étrangère	4.5
<i>Niveau de diplôme</i>	
Non diplômé Niveau VI et Vbis	15.8
Non diplômé Niveau V	12.4
Non diplômé Niveau IV	6.0
CAP ou BEP	26.0
dont apprentis	10.3
dont non apprentis	17.1
Bac professionnel	18.4
Bac technologique ou général	9.4
Supérieur au Bac	14.1
<i>Expérience sur le marché du travail</i>	
A déjà eu un emploi en CDI	13.9
A déjà eu un emploi non en CDI	53.8
Aucune	32.4
<i>Catégorie socioprofessionnelle du père</i>	
Artisan/Agriculteur	8.2
Cadre	8.1
Profession intermédiaire	14.8
Employé	12.5
Ouvrier	44.8
Père inconnu ou décédé	11.6
Cohabitant	74.6
Semi-cohabitant ou non-cohabitant	25.4
<i>Taille de l'unité urbaine</i>	
Moins de 20 000 habitants	33.6
De 20 000 à 200 000 habitants	25.2
Plus de 200 000 habitants	28.1
Agglomération de Paris	13.1
Nombre d'observations	735

Note : échantillon pondéré.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau A-2 – Fonction d'appartenance et distribution des items

Modalité	Fonction d'appartenance	Part dans l'échantillon (%)
Sans emploi, mais souhaite travailler		
Oui	0	87.9
Non	1	12.1
A fait des démarches de recherche d'emploi depuis un mois		
Oui	0	74.4
Non	1	25.6
A été rémunéré pour un travail avec ou sans contrat de travail		
Trois trimestres	0	11.5
Deux trimestres	0.157	13.9
Un trimestre	0.371	19.0
Aucun	1	55.7
A été en stage d'apprenti ou bien en alternance		
Trois trimestres	0	4.6
Deux trimestres	0.063	6,0
Un trimestre	0.142	7.6
Aucun	1	81.8
A été en études, en formation ou en vacances scolaires		
Trois trimestres	0	10.1
Deux trimestres	0.191	17.2
Un trimestre	0.243	4.6
Aucun	1	68.1
Pense reprendre ses études		
Oui, à la rentrée prochaine	0	11.9
Oui, plus tard	0.195	17.1
Ne sait pas pour le moment	0.435	21.2
Non	1	49.8
Relations avec le père		
Il n'y a pas de problème particulier	0	55.6
Il y a de temps en temps des tensions	0.349	15.5
Il y a souvent des tensions	0.438	3.9
Vous n'avez plus de relations avec votre père	0.736	13.2
Père décédé ou inconnu	1	11.7
Relations avec la mère		
Il n'y a pas de problème particulier	0	71.6
Il y a de temps en temps des tensions	0.679	19.3
Il y a souvent des tensions	0.825	4.1
Vous n'avez plus de relations avec votre mère	0.913	2.5
Mère décédée ou inconnue	1	2.5
A des dépenses de loisirs		
Oui	0	53.6
Aucune	1	46.4
Est dans une association		
Oui	0	12.2
Non	1	87.8 →

Tableau A-2 (suite)

Modalité	Fonction d'appartenance	Part dans l'échantillon (%)
Etat de santé		
Très bon	0	47.5
Bon	0.699	36.7
Assez bon	0.927	12
Mauvais	0.984	3
Très mauvais	1	0.9
Maladie ou problème de santé chronique		
Non	0	83.9
Oui	1	16.1
Limité, depuis au moins 6 mois, à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement		
Non, pas limité du tout	0	88
Oui, limité mais pas fortement	0.715	8.6
Oui, fortement limité	1	3.4

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau A-3 – Résultat de l'analyse factorielle après rotation

	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4
Souhait de travailler	0.0406	0.9208*	0.0796	0.0130
Démarche de recherche d'emploi	0.0302	0.8738*	0.1436	0.0755
Activité exercée durant l'année	0.0740	0.6074*	-0.3131*	0.2470
Avoir réalisé un stage durant l'année	-0.0339	0.1256	0.8927*	0.0657
Le souhait de reprendre ses études	-0.0987	0.0354	0.3671*	-0.0408
Avoir été en étude durant l'année	0.1245	0.0133	0.9003*	0.1154
Être membre d'une association	-0.1881	0.1534	0.1658	0.663*
Type de relations entretenues avec le père	0.0943	0.0692	0.0543	0.6349*
Type de relations entretenues avec la mère	0.3316*	-0.1328	-0.0397	0.5869*
Effectuer des dépenses dans les loisirs	0.0361	0.2249	0.2759	0.6568*
Sentiment sur son état de santé	0.8516*	0.0817	-0.0466	0.0628
Maladie chronique	0.8924*	-0.1179	0.0076	-0.0489
Limité à cause de problèmes de santé	0.8727*	0.1708	0.1343	0.0604

Note : une étoile indique que le poids factoriel est supérieur à 0.30.

Lecture : les valeurs présentées au sein de ce tableau sont les poids factoriels. Ils peuvent être interprétés comme les corrélations entre les variables et les quatre facteurs.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

