

Annexe méthodologique

Raphaël Lardeux (DREES)

Cette annexe présente de manière détaillée la méthodologie sous-jacente à l'Études et Résultats n° 1191 « Assurance chômage, prestations sociales et prélèvements obligatoires atténuent de 70 % les variations annuelles de niveau de vie des personnes d'âge actif » (avril 2021). Les codes de l'étude sont disponibles sur le [Gitlab de la Drees](#). Ce répertoire contient également un code d'analyse de robustesse qui décline les principaux résultats de l'étude sous différentes hypothèses et pour diverses sous-populations, confirmant de manière générale la stabilité des résultats.

A. Un distribution corrigée des effets de cycle de vie

Une personne peut être considérée comme modeste ou aisée du simple fait qu'elle n'est observée que durant sa jeunesse ou bien, au contraire, à un âge plus avancé. Afin de comparer les niveaux de vie de personnes observées à divers stades de leur cycle de vie, il est nécessaire de prendre en compte ce phénomène. Pour cela, dans cette étude, la distribution des niveaux de vie est corrigée des effets de cycle de vie selon une méthode en deux étapes développée par Guvenen *et al.* (2021) et reprise sur données françaises par Pora et Wilner (2017, 2020). Dans un premier temps, les niveaux de vie sont purgés des effets d'âge. Dans un second temps, les individus sont classés en fonction de leur position dans la distribution du niveau de vie corrigé moyen au sein de leur génération.

Soit Y_{iat} le niveau de vie de l'individu i âgé de a années lorsqu'il est observé l'année t et $y_{iat} = \ln(Y_{iat})$. Dans cette étude, l'année t est comprise entre 2011 et 2016 et l'âge de l'individu a entre 20 et 64 ans.

1. Purger des effets d'âge : pour chaque année t , le log-niveau de vie est régressé sur des indicatrices d'âge :

$$y_{iat} = \alpha_{0,t} + \sum_{a=20}^{64} \gamma_{at} \cdot \mathbb{I}[age_{it} = a] + u_{iat}$$

le (log-)niveau de vie corrigé est donné par $\tilde{y}_{iat} = \alpha_{0,t} + u_{iat}$ et le niveau de vie corrigé par $\tilde{Y}_{iat} = \exp(\tilde{y}_{iat})$. Notons que tous les chocs de niveau de vie indépendants de l'âge se répercutent sur le niveau de vie purgé via le terme $\alpha_{0,t}$, y compris un potentiel choc agrégé qui affecterait uniformément tous les individus une année donnée.

2. Reclassement des individus au sein de leur génération : dans un second temps, les individus sont classés au sein de leur génération selon leur niveau de vie final corrigé moyen

$$\tilde{Y}_i = \frac{1}{6} \cdot \sum_{t=2011}^{2016} \tilde{Y}_{iat}$$

En pratique, dix groupes de génération de taille similaire sont constitués en fonction de la date de naissance de l'individu : 1949 à 1956, 1957 à 1960, 1961 à 1963, 1964 à 1967, 1968 à 1970, 1971 à 1973, 1974 à 1977, 1978 à 1981, 1982 à 1985 et 1986 à 1994. Puis, au sein de chaque groupe générationnel, une distribution du niveau de vie corrigé moyen \tilde{Y}_i est constituée en répartissant les membres selon 100 percentiles. Ainsi, les individus sont classés selon des quantiles conditionnels à la génération à laquelle ils appartiennent. Les figures de l'Études et Résultats présentent l'agrégation de toutes les générations pour un même percentile en abscisse. Par construction, cette approche assure que la composition générationnelle d'un quantile est identique à celle de l'ensemble de la population.

B. Mesurer la volatilité de niveau de vie

Dans cette étude, pour un percentile donné, la volatilité du niveau de vie est mesurée par l'écart-type de la différence annuelle du logarithme du niveau de vie corrigé, c'est-à-dire :

$$\sqrt{\text{Var}(\tilde{d}\tilde{y}_{i,t})} \text{ avec } \tilde{d}\tilde{y}_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t-1}.$$

- L'écart-type mesure une moyenne des variations autour d'une tendance.
- Au-delà de la prise en compte du cycle de vie, raisonner en **différence annuelle** permet de ne pas considérer comme volatile une tendance d'évolution stable dans le temps qui subsisterait à l'échelle individuelle.
- Une approche en **logarithme** considère des variations annuelles de niveau de vie en pourcentage comme comparables entre personnes modestes et aisées.
- Cette mesure de la volatilité est calculée sur l'ensemble des observations des individus d'un même percentile. En effet, puisqu'on ne dispose au maximum que de cinq observations de $\tilde{d}\tilde{y}_{i,t}$ par individu, l'écart-type de ce terme pour un individu ne constitue par un estimateur convergent de la volatilité individuelle. En revanche, puisque les individus d'un même percentile présentent des niveaux de vie moyens comparables, la variance inter-individus est négligeable et la

•••

1. Les individus de l'échantillon ne sont pas systématiquement observés toutes les années. En pratique, lorsque le niveau de vie n'est pas observé entre les années $t-k$ et t , la différence de niveau de vie est approximée par $\tilde{d}\tilde{y}_{i,t} \approx (y_{i,t} - y_{i,t-k})/k$.

variance intra-individu peut être approximée par la variance des niveaux de vie au sein du percentile.

C. Mesurer l'intensité de l'assurance

Dans quelle mesure une variation de $x\%$ du niveau de vie initial est-elle répercutée sur le niveau de vie final ? L'intensité de l'assurance capte la contribution des transferts publics à la réduction de la volatilité de niveau de vie initial. Formellement, en notant respectivement i et f les différences annuelles du logarithme des niveaux de vie corrigés initial et final, et en définissant les variations de transferts publics comme l'écart entre les deux $t \equiv i - f$, cet indicateur est mesuré par le coefficient de la régression des variations annuelles de transferts sur celles du niveau de vie initial :

$$\frac{Cov(i, t)}{Var(i)} = 1 - \frac{Cov(i, f)}{Var(i)}$$

De manière générale, l'intensité de l'assurance est comprise entre 0, si les transferts publics n'amortissent pas les fluctuations du niveau de vie initial qui se répercutent alors intégralement sur le niveau de vie final et 1, lorsqu'ils les amortissent parfaitement, auquel cas le niveau de vie final reste stable. En principe, l'intensité de l'assurance peut être négative si les transferts publics amplifient les fluctuations du niveau de vie initial. C'est par exemple le cas pour l'impôt sur le revenu qui, sur la période d'étude, a plutôt tendance à amplifier les

variations de niveau de vie initial du fait d'un décalage entre année de déclaration et année de paiement. Elle pourrait également être supérieure à 1 si une variation dans un sens du niveau de vie initial entraîne une variation du niveau de vie final dans l'autre.

Par rapport à un indicateur fondé sur la compression de la volatilité du type

$1 - \sqrt{\frac{Var(f)}{Var(i)}}$, cette mesure de l'intensité de l'assurance permet d'écarter la variabilité de niveau de vie final orthogonale à la variabilité de niveau de vie initial. Afin d'illustrer la différence entre ces deux mesures, considérons des transferts $t = \beta i + \varepsilon$, $\varepsilon \perp i$ corrélés au niveau de vie initial mais variables selon une dimension orthogonale. Par exemple, ce serait le cas pour des ménages identiques vivant dans des villes dotées de taxes d'habitation différentes, ou bien si des réformes socio-fiscales produisent une variabilité temporelle indépendante du niveau de vie. Dans ce cas, $f = (1 - \beta)i - \varepsilon$. L'intensité de l'assurance, égale à β , prend uniquement en compte la contribution des transferts à la réduction de la volatilité de niveau de vie initial. L'indicateur alternatif est au contraire systématiquement biaisé à la baisse du fait de la variance incompressible du bruit introduit par les transferts :

$$1 - \sqrt{(1 - \beta)^2 + \frac{Var(\varepsilon)}{Var(i)}} \leq \beta$$

➔ Références

- Guvenen, F., Karahan, F., Ozkan, S. et Song, J. (2021). What Do Data on Millions of U.S. Workers Reveal About Life-Cycle Earnings Dynamics ? *Econometrica*, à paraître.
- Pora, P. et Wilner, L. (2017). The individual dynamics of wage income in France during the crisis. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, (494-495-4):pp.179-199.
- Pora, P. et Wilner, L. (2020). A decomposition of labor earnings growth : Recovering Gaussianity ? *Labour Economics*, 63(C). 4

LA DREES SUR INTERNET

Retrouvez toutes nos publications sur notre site drees.solidarites-sante.gouv.fr
Retrouvez toutes nos données sur data.drees.solidarites-sante.gouv.fr
Pour recevoir nos avis de parution drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/avis-de-parution

Directeur de la publication :

Fabrice Lenglard

Responsable d'édition :

Valérie Bauer-Eubriet

Rédactrice en chef technique :

Sabine Boulanger

Secrétaire de rédaction :

Élisabeth Castaing

Composition et mise en pages :

Stéphane Jeandet

Conception graphique :

Julie Hiet et Philippe Brulin

Pour toute information :

drees-infos@sante.gouv.fr

Reproduction autorisée sous réserve

de la mention des sources • ISSN électronique 1146-9129 • AIP 0001384



STATISTIQUE
PUBLIQUE

La DREES fait partie
du Service statistique
public piloté par l'Insee.