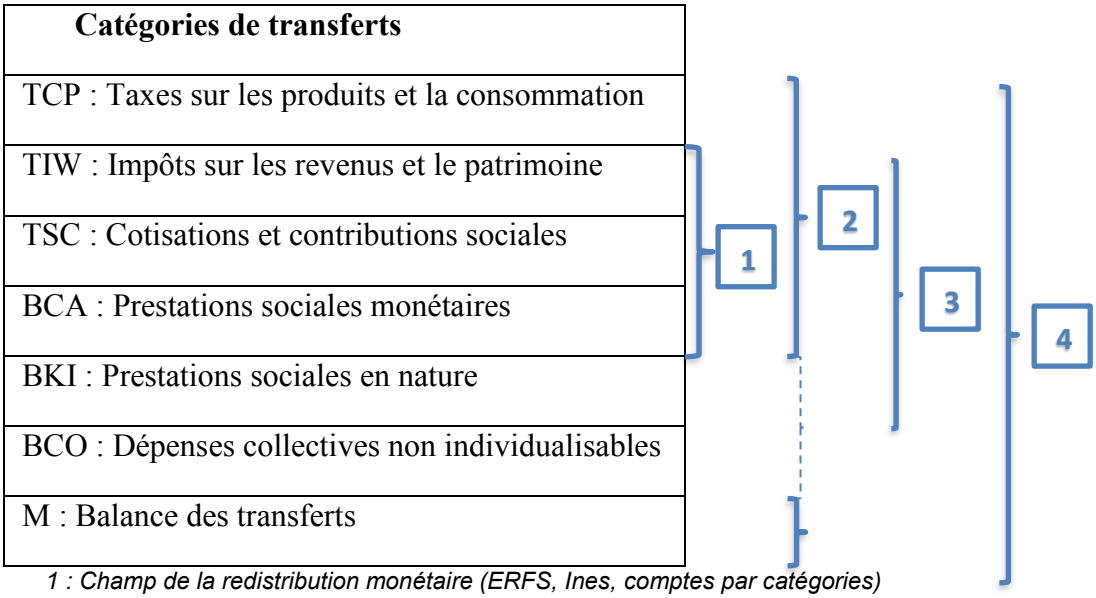
I. Cadre conceptuel des statistiques sur la redistribution

Partant d'une confrontation minutieuse des travaux sur les inégalités, le groupe de travail s'est attaché à convenir de pratiques statistiques précises et partagées pour l'étude de la redistribution, qui font l'objet de cette première partie. La première section plaide pour adopter le cadre d'analyse le plus large afin d'effectuer une analyse comparative complète de l'effet des transferts sur les inégalités. La seconde définit les principales notions de revenus servant de référence dans l'étude de la redistribution. La troisième section examine les conventions statistiques qui président à l'ordonnancement des individus dans l'échelle des revenus, tandis que la quatrième se penche sur les indicateurs d'inégalités et leur usage dans la mesure de la redistribution. Enfin, cette partie discute des limites inhérentes à l'étude statistique de la redistribution dans le cadre comptable, c'est-à-dire annuel et statique.

I.1. De la nécessité d'une approche exhaustive des revenus et transferts

Il ressort des analyses menées par le groupe de travail que le principal facteur de différence entre les études examinées par le groupe de travail est le champ de la redistribution considéré (voir Figure 4). Les publications annuelles de l'Insee et les études de la Drees ou de l'OFCE sur la redistribution se concentrent usuellement sur des transferts comprenant les impôts directs, les cotisations sociales et les prestations en espèces. Les travaux du WIL sur la comptabilité distributionnelle (projet DINA) y rajoutent les impôts sur la production et sur les produits. L'OCDE (EG DNA) exclut ces derniers mais prend en compte les prestations sociales en nature et les services publics individualisables, que l'Insee intègre aussi à ses analyses mais de manière plus occasionnelle. Les travaux DINA visent à intégrer les prestations en nature mais en les supposant proportionnelles dans l'attente de travaux complémentaires, en neutralisent à ce stade les effets sur la redistribution. Aucune de ces approches ne prend en compte l'aspect redistributif des dépenses publiques intégralement collectives.

Figure 4 : Différence de champ dans la redistribution



1 : Champ de la redistribution monétaire (ERFS, Ines, comptes par catégories)
2 : Champ des travaux DINA
3 : Champ des travaux OCDE (EG DNA)
4 : Champ des comptes nationaux distribués

Cette situation pose plusieurs problèmes, déjà évoqués en avant-propos, et qui se recoupent. Des définitions différentes conduisent par construction à des évaluations différentes de l'ampleur de la redistribution. Surtout, le fait de n'avoir que des couvertures partielles conduit à s'intéresser à des ensembles de transferts « non équilibrés », ce qui déforme les analyses puisqu'on est amené à considérer soit des prestations, dont on ne dit pas comment et donc par qui elles sont financées, si elles le sont en amont du champ retenu, soit des prélèvements qui seront décrits comme « à perte » puisque finançant des services qui se situent en aval du champ retenu.

Les couvertures partielles biaisent du même coup les comparaisons internationales, compte tenu des modalités très variables de la redistribution et de son financement entre pays, avec des parts de hors champ qui varieront fortement d'un pays à l'autre. *A minima*, une analyse complète de la redistribution devrait se faire autant que possible sur le fondement de transferts équilibrés, et lorsque cela n'est pas praticable[8], la dépendance des résultats aux transferts non pris en compte discutée (voir **Recommandation 13**).

En particulier, deux angles morts, que nous nous attacherons à combler, sont souvent présents dans les travaux qui s'intéressent aux revenus des ménages : les taxes sur la production et la consommation d'une part, et les dépenses publiques en nature d'autre part, c'est-à-dire la contribution des services publics à la réduction des inégalités.

Le tableau de la Figure 5 met des ordres de grandeur sur les mécanismes décrits dans ces deux exemples pour la comparaison entre la France et les États-Unis. Il présente la variation de l'indice de Gini entre le revenu avant transferts et le revenu après

[8] Par exemple pour l'analyse d'une prestation dont le financement n'est pas connu, ou d'une baisse ou hausse d'impôt dont l'utilisation ou le financement n'est pas défini.

transferts, ainsi que décomposition de la réduction des inégalités ainsi mesurée par nature de transfert[9].

Figure 5 : Contribution des transferts à la réduction de l'indicateur de Gini (en points de %)

Distributional accounts	France (CND-Ines)	USA (DINA-WIL)
IBT : Income Before Transfer	38,3%	58,3%
TCP : Tax on Cons&Prod	3,1%	-0,2%
TIW: Tax on Inc. and Wealth	-3,0%	-2,3%
TSC : Social Contributions	0,3%	0,6%
BCA : Social Benefits in Cash	-5,9%	-2,1%
BKI : Social Benefits in Kind	-10,5%	-6,0%
BCO : Collective consumption	-4,3%	-1,0%
MBT : Balance of other transfers	-0,6%	-2,1%
IAT : Income After Transfer	17,5%	45,1%
Tax redistribution (TCP+TIW+TSC)	0,4%	-2,0%
Benefits redistribution (BCA+BKI+BCO)	-20,7%	-9,1%
RDN : Net Redistribution	-20,9%	-13,2%

Note : la nomenclature est décrite en section III.1.f. Les dépenses collectives pour les États-Unis sont ici réparties proportionnellement aux revenus après transferts. Une hypothèse forfaitaire de leur distribution augmente de 5,8 points de Gini (cf. III.2.d).
Source : grille CND 2016, calculs des auteurs.

Selon cette décomposition, les transferts réduisent les inégalités d'une vingtaine de points d'indice de Gini en France, et d'une dizaine aux États-Unis. Sur le plan des prélèvements, la France apparaît plus redistributive que les États-Unis si l'on ne prend pas en compte les taxes sur la consommation et la production (TCP). Mais le résultat est inversé dans le cas contraire, les prélèvements contribuant à faire diminuer de 2,3 points l'indice de Gini aux États-Unis contre + 3 points pour la France. La France creuse l'écart sur les prestations, pour moitié par des prestations en espèces plus concentrées sur les bas et très bas revenus, et pour moitié par des services publics (éducation, santé, etc.) plus développés. Les prestations en espèces contribuent pour 5,9 points à la baisse du Gini en France contre 2,1 points aux États-Unis, soit un écart de 3,8 points.

Les services publics en nature (BKI) impliquent une diminution de 10,5 points de Gini en France, contre 6,0 aux États-Unis et les dépenses collectives une diminution de 4,3 points supplémentaires, contre 1 point aux États-Unis.

[9] Les résultats sont obtenus en appliquant la décomposition de Kakwani au prototype de grille de comptabilité distributionnelle établie par les auteurs du rapport conformément à la méthodologie élaborée par le groupe de travail.

Il est donc souhaitable d'adopter une vision exhaustive de la redistribution incluant tous les modes de financement et tous les types de prestations ou services publics. Tout ce qui est fourni par la collectivité directement ou indirectement est financé directement ou indirectement par la population. Ainsi, la confrontation de l'un et l'autre dans sa globalité permet d'apprécier sans biais la redistribution opérée par les transferts.

Bien sûr, adopter cette vision large pose à son tour des questions d'imputation, dès lors que l'on examine les transferts au-delà du champ classique de la redistribution directement mesurable. Elle suppose de quantifier l'ensemble de ce dont bénéficient gratuitement ou que peuvent acheter les individus ou les ménages dans l'état observé du monde, en comparaison de ce qu'ils auraient pu ou dû acheter dans un monde sans intervention publique. Elle doit préciser qui est le payeur *in fine* de la TVA ou des impôts sur la production, de quel revenu de marché disposeraient les individus si ces prélèvements n'existaient pas et quel y serait le système de prix, qui sont les ménages bénéficiaires des profits non distribués des entreprises, selon quelle clé répartir individuellement le bénéfice des dépenses publiques collectives.

À ces questions, le groupe de travail propose une réponse structurée, microfondée, sous la forme déjà évoquée de « comptes nationaux distribués » (CND) auxquels est consacrée la troisième partie de ce rapport. Repartant des lignes du tableau économique d'ensemble (TEE) de la comptabilité nationale, il s'agit de construire un tableau distributionnel d'ensemble (TDE) où chacune des lignes ventile les revenus et les transferts par tranche de niveaux de vie croissants.

Recommandation 1 : Établir des comptes nationaux distribués s'intégrant dans des normes de comptabilité internationale cohérentes articulées avec celles régissant les comptes nationaux (*System of National Accounts*).

Notons dès à présent que la comptabilité distributionnelle cherche à distribuer le revenu national net à l'ensemble des individus ou ménages résidents (en logement ordinaire ou non), ce qui correspond au même champ que celui de la comptabilité nationale (ONU, 2008). Ce champ est sensiblement plus large que celui des statistiques standards sur les inégalités, ce qui soulève des questions méthodologiques spécifiques (voir partie III).

I.2. Les différents concepts comptables de revenus

Partant de cet objectif d'exhaustivité, le groupe de travail s'est penché sur différentes notions de revenus et transferts, et a jugé nécessaire de s'accorder sur un vocabulaire commun afin de faciliter les comparaisons et le débat public. Dans une visée de nomenclature, des sigles en trois lettres sont également proposés, renvoyant à des acronymes en anglais. Dans ce lexique partagé :

Les « transferts » désignent aussi bien les « prélèvements », versés par les

individus ou les entreprises que les « prestations » reçues par les ménages, directement ou indirectement.

Les « prélèvements » regroupent les impôts sur les différents types de revenus ou de patrimoine (ci-après TIW pour *Tax on Income and Wealth*), les taxes sur les consommations ou les productions (TCP : *Tax on Consumption and Production*), et les cotisations sur les salaires ou les revenus des indépendants pour financer la Sécurité sociale (TSC : *Tax as Social Contribution*).

Les « prestations » sont composées d'allocations monétaires (BCA : *Benefits in Cash*), de transferts en nature (BKI : *Benefits in Kind*) et de dépenses collectives non individualisables (BCO : *Benefits from Collective expenditures*).

S'agissant des revenus, nous nous référerons à plusieurs notions que le groupe de travail s'est attaché à préciser, tant en terme de contour, que de dénomination :

Le « revenu disponible » est un concept bien établi dont la dénomination est largement partagée. C'est la notion de comptabilité nationale qui se rapproche le plus du revenu évalué dans le cadre des statistiques sociales, même si demeurent des différences (*cf. infra*), et, à cet égard, elle représente un pivot pour réconcilier données macro et microéconomiques. C'est un concept de revenu après transferts, mais qui ne prend en compte que les transferts monétaires. Il a l'avantage de se mesurer de façon très directe, mais l'inconvénient d'exclure plusieurs formes de transferts de grande ampleur. Il est possible, ou non, d'inclure les profits non distribués comme le fait la comptabilité nationale. Nous distinguerons l'un et l'autre, lorsque nécessaire, en parlant du second comme du « revenu disponible des ménages » et du premier comme du « revenu disponible élargi des ménages » ou « revenu disponible », ci-après désigné par son acronyme anglais à trois lettres, « IDI » pour *Income DIsposable*.

Le « revenu national net avant transferts (RNNAV) » ainsi que le « revenu national net après transferts (RNNAP) », respectivement en anglais *Net National Income Before Transfers* (NNIBT) et *After Transfers* (NNIAT), que l'on désignera dans une nomenclature en trois lettres comme IBT et IAT (*Income Before Tax* et *Income After Tax*). Au global, bien sûr, puisque les transferts reçus sont le miroir des transferts versés, RNNAV et RNNAP sont identiques et correspondent au revenu national net (RNN) de la comptabilité nationale. Il n'en va pas de même, bien évidemment, dès lors que l'on décompose ce revenu national en différentes strates. Le revenu après transferts se déduit du revenu primaire et est obtenu en ajoutant les diverses allocations sociales, les transferts en nature ainsi que les dépenses collectives, et en déduisant les prélèvements sociaux, les impôts sur le revenu et le patrimoine.

Le « niveau de vie élargi » qui est le revenu national après transferts, rapporté au nombre d'individus éventuellement corrigé d'effet d'échelle (*cf. infra*). Il mesure le niveau de vie réel, au sens élargi du terme c'est-à-dire en intégrant une valorisation monétaire de services rendus par les administrations publiques, et les organisations à but non lucratif.

Le « revenu primaire élargi », qui est quant à lui le revenu national avant transferts ramené à l'échelle individuelle, et sert à matérialiser ce que serait le niveau de vie de chaque individu en l'absence de transferts publics, revenu que la littérature économique qualifie généralement de « revenu de marché ».

La « redistribution élargie ». Ces deux notions de revenu avant et après transferts étant posées, au niveau individuel comme agrégé, la redistribution se mesure en comparant l'une à l'autre. Par construction, il s'agit bien d'une approche comptable de la redistribution. Elle ne préjuge pas d'éventuels ajustements comportementaux (voir section I.5) pour tenir compte du fait que revenus de marché et revenus avant transferts ne coïncident parfaitement qu'à la condition que les transferts publics n'aient pas modifié les premiers.

Le « revenu individualisable », obtenu en ajoutant au revenu disponible les transferts en nature. Ce concept correspond à une notion intermédiaire entre le revenu disponible et le revenu après transferts, équivalent, dans le vocabulaire de la comptabilité nationale, à la notion de « revenu disponible ajusté ». Il s'agit également d'un concept de revenu après transferts, mais qui ne va pas jusqu'au bout de la logique de valorisation des services publics, excluant ceux classifiés comme non individualisables (justice, police, recherche…). De même que pour le revenu disponible, on parle de revenu des ménages ou du secteur privé selon que l'on inclut ou non les profits non distribués. Une notion de « revenu individualisable avant transferts » peut également être définie dans un même esprit, et permettre de mesurer une « redistribution individualisable ». Moins large que la notion précédente, elle offre l'avantage de réduire les hypothèses d'imputation dans des domaines où l'exercice est moins aisé.

Le « patrimoine national net » : il s'agit là d'un concept de patrimoine et non de revenu, autrement dit d'un stock et non d'un flux. Il mesure les actifs des ménages, nets de leurs dettes. Tout comme, en comptabilité nationale, le tableau économique d'ensemble compile données de revenu et données de patrimoine, son intégration à la comptabilité distributionnelle du revenu est importante tant les inégalités de patrimoine sont encore plus élevées que celles de revenu. Des comptes de patrimoine distribués en fonction du niveau de revenu et leur variation d'une année sur l'autre permettent en outre le calcul de taux de rendement du patrimoine en fonction du revenu. Leur intégration sera facilitée par le travail en cours de la Direction des statistiques monétaires et financières à la Banque de France, dans le cadre des recommandations d'un groupe expert de la BCE, et qui devrait aboutir à l'établissement de comptes distributionnels de patrimoine.

Recommandation 2 : Intégrer la distribution des patrimoines dans la comptabilité nationale distributionnelle afin d'en garantir la cohérence d'ensemble.

Insistons sur le fait que tous les agrégats de revenu listés ici – et il en sera de même dans la suite de ce rapport, sauf mention contraire – sont des notions de revenu nets, c'est-à-dire, diminués de la consommation de capital fixe (CCF). Le groupe de travail fait ainsi sienne cette recommandation de la commission Stiglitz, qui avait noté que si les valeurs brutes sont des notions utiles pour la modélisation macroéconomique, ce sont bien les revenus et transferts nets qui retracent le mieux la redistribution.

Soulignons aussi que le revenu disponible est la notion la plus proche des revenus effectivement perçus par les ménages, et plus encore désormais avec le prélèvement à la source. C'est encore au sein du revenu disponible que se détermine l'arbitrage entre

consommation et épargne ou endettement, compte tenu de la question désormais bien documentée des dépenses contraintes. Les revenus non distribués des entreprises et les dépenses publiques collectives sont des concepts moins tangibles, qui peuvent s'éloigner du ressenti des ménages, en particulier pour les plus modestes. Le RNNAV, et dans une moindre mesure le RNNAP, ont des interprétations agrégées et plus abstraites qui sont propres à la comptabilité distributionnelle. C'est la raison pour laquelle il est recommandé de recourir, notamment dans les publications destinées à un public large, aux différentes notions élargies définies plus haut, qu'il s'agisse de revenu primaire, de niveau de vie ou encore de redistribution.

Le revenu disponible des ménages est également la variable de revenu la plus simple à construire à partir des sources classiques, et aussi la plus usitée par les instituts de statistiques, notamment pour calculer le niveau de vie des personnes qui composent ces ménages. Dans le présent rapport, c'est le niveau de vie qui sert de référence pour classer les individus et les répartir en différents groupes. Ce choix évite d'avoir à prendre en compte d'éventuels effets de reclassement dus à d'autres formes de revenu ou aux transferts.

Cependant, il n'existe pas de consensus dans la littérature à ce stade concernant la « bonne » manière de classer les individus : la méthode peut varier d'une étude à l'autre, selon la question de recherche posée. D'autres concepts peuvent être considérés, comme le revenu national avant ou après transferts. Par exemple, tout comme on calcule généralement un taux d'imposition sur le revenu avant impôt, on peut souhaiter calculer les taux moyens de prélèvement par catégorie sur le revenu avant transferts, et, partant, classer les individus en fonction de leur revenu avant transferts (voir **Recommandation 5**).

Une autre question débattue, et de nature à influencer fortement les résultats dans la construction du revenu avant transferts, concerne la prise en compte des revenus différés tels que le chômage et les retraites (voir **Recommandation 22**). En effet, plusieurs concepts de revenus avant transferts peuvent être imaginés. Le revenu des facteurs correspond au revenu que reçoivent les individus en raison de la possession des facteurs de production (travail ou capital). Il exclut toute forme de transferts publics, qu'ils aient lieu à travers le système d'assurance sociale ou à travers les autres transferts sociaux. Ce revenu des facteurs inclut notamment l'ensemble des revenus du travail dits « superbruts » (incluant les cotisations patronales) et les revenus des indépendants. Il se rapproche du concept de revenu de marché (*market income*) parfois rencontré dans la littérature (cf. section I.5) et exclut donc les revenus différés.

La pertinence de comparaisons fondées sur ce concept est néanmoins sujette à débat. En effet, dans les pays disposant d'un système de retraite par répartition, la population des retraités reçoit souvent un revenu des facteurs proche de zéro (voir la section III.1.e). Considérer ces revenus comme quasi-nuls donne une vision déformée du niveau de vie ou de la catégorie sociale des individus concernés. Cela complique la comparaison internationale avec les pays disposant d'un système de retraite par capitalisation, au sein desquels ces revenus sont considérés comme un revenu des facteurs issus de l'épargne. En outre, cette optique rend la structure des inégalités

particulièrement dépendante de la structure par âge de la population[10].

Aussi le groupe de travail s'est-il accordé pour introduire, en variante, le concept complémentaire de **revenu avant transferts y compris revenus différés** (ou revenus de remplacement). Il s'agit du revenu des facteurs, augmenté des revenus de remplacement (retraites et chômage) et diminué des cotisations sociales associées. Afin de s'assurer que l'impact de cette transformation laisse inchangé le revenu primaire agrégé, on y retranche le cas échéant le solde entre ces revenus différés et des prélèvements qui les financent, solde qu'il convient alors de répartir entre les individus[11].

Intégrer les revenus différés plutôt que se limiter au revenu des facteurs correspond à une approche assurantielle du système de retraite par répartition. Les systèmes d'assurance sociale obéissent prioritairement à une logique contributive : je reçois, à un moment de ma vie, les sommes que j'ai versées ou les droits sociaux que j'ai ouverts à un autre moment. Pour différentes raisons que nous ne détaillons pas ici, notamment d'ordre démographique, mais aussi par décisions successives des autorités régissant ces régimes, ceux-ci intègrent néanmoins presque toujours, plus ou moins intensément, une dimension redistributive. Idéalement, il serait souhaitable de distinguer ces deux composantes pour ne prendre en compte que l'aspect contributif (voir Cheloudko, Martin et Tréguier (2020)). Côté contributions, par exemple, cela implique de distinguer les cotisations avant application des exonérations, des exonérations de cotisations elles-mêmes[12].

Entre ces deux voies, le rapport a choisi, comme référence, la première afin de coller au mieux à la comptabilité nationale et de mesurer les effets redistributifs des transferts publics. Le revenu national net avant transferts n'intègre donc ni les pensions versées, ni les allocations chômage reçues. Pour autant, le groupe de travail recommande de produire autant que possible, en variante, l'indicateur considérant les retraites et le chômage comme revenus primaires, afin de tester et commenter la sensibilité des résultats à ce choix principiel. Dans la pratique, si les individus ne sont pas reclassés dans l'exercice de décomposition par nature de revenu ou par catégorie de transfert, mais gardés toujours dans la même tranche de niveau de vie, les différences sur les indicateurs d'inégalités de la forme avant-après sont faibles.

I.3. Comment ordonner les individus ?

Après avoir défini les différentes notions de revenus et de transferts, puisque l'étude de redistribution consiste à quantifier qui paie et qui reçoit quoi en fonction de sa position dans l'échelle des revenus, il convient de s'interroger sur les méthodes

[10] Il est possible de contourner partiellement ces problèmes en se restreignant à la population active ou en âge de travailler. Cependant, cette approche ne permet pas de distribuer l'ensemble du revenu national, ni d'estimer les inégalités et la redistribution dans son intégralité.

[11] Dans ce rapport, la répartition est fondée sur une moyenne pondérée des impôts individualisables.

[12] Cette partie est par exemple équilibrée par des prélèvements qui peuvent être plus ou moins progressifs, comme c'est le cas en France avec l'État qui rembourse à la Sécurité sociale tout ou partie du montant des exonérations.

pertinentes pour opérer ce classement. La question est aussi simple que la réponse est complexe, tant on voit bien par exemple qu'un couple avec deux enfants et 2000 euros de revenus mensuels ne peut pas être considéré comme plus riche qu'un célibataire avec 1500 euros. Plusieurs points sont importants quand il s'agit d'établir ou de comparer des distributions de revenus :

1. Comment sont constituées les entités (ménages, foyers ou individus) ?

2. Quelle est l'hypothèse « d'économies d'échelle » au sein du ménage, et comment est définie l'unité statistique associée ?

3. Quelle est la notion de revenu fondant le classement des individus, et si les individus sont reclassés, quels sont les effets de noria ?

4. Quelle est la granularité pertinente des quantiles, en fonction de la précision des données, comment sont constitués ces quantiles, et comment sont calculés les variables du quantile (moyennes, masses) ?

Avant d'y revenir plus en détail, soulignons qu'une première source potentielle de différence de mesure de la redistribution des revenus par des indicateurs d'inégalités ou la confrontation de distributions pré et post-transferts, peut provenir de la distinction entre foyer fiscal, c'est-à-dire l'unité légale qui déclare et paie conjointement un impôt, et le ménage qui, dans les statistiques, est l'unité qui définit l'agrégation des transferts. Il existe également des écarts de contour des foyers sociaux selon la prestation, l'âge des enfants à charge diffère par exemple entre la définition du foyer pour le revenu solidaire d'activité (RSA) et celle du foyer fiscal.

Des résultats produits spécifiquement par le groupe de travail[13] ont montré que les distributions de niveau de vie sont assez proches si on considère comme unité statistique le foyer fiscal ou le ménage, même si celle des foyers est plus étalée. Sans être considérables, les écarts sur les indicateurs d'inégalité et de pauvreté ne sont pas négligeables. Les évolutions dans le temps ne sont, elles, pas significativement différentes. L'entité de base considérée, individu, foyer ou ménage constitue néanmoins une première dimension possible des écarts entre les différents travaux sur laquelle il convient d'être attentif.

Les ménages se composent eux-mêmes d'individus. On considère en général que les ressources sont partagées entre les individus d'un même ménage, à la fois pour des raisons conceptuelles de partage effectif des ressources au sein d'un foyer, et pratiques, certains types de revenu étant difficiles à attribuer à un membre du foyer uniquement. Dans certains cas, en particulier les revenus du travail, il peut être justifié de distribuer individuellement ces revenus à ceux qui en sont les destinataires, sans partage avec les personnes à charge du ménage. Dans d'autres cas, les revenus peuvent être non individualisables, comme les revenus fonciers ou d'épargne d'un ménage. Dans le cadre de ce rapport, nous considérons que le revenu est partagé entre les membres d'un

[13] Une brève note intitulée « distribution des niveaux de vie : foyer *vs* ménage » a été produite par Jérôme Accardo en mai 2019. Elle compare sur l'ERFS différents indicateurs selon les conventions de répartition des revenus au sein des foyers et les distributions des niveaux de vie. Les écarts d'indicateurs classiques sont par exemple 2 points de Gini en plus pour la distribution par foyer et + 1,2 point de pauvreté.

ménage. La façon de distribuer les revenus au sein même des ménages relève de la question des échelles d'équivalence, que nous abordons en détail en partie II.3.

Une question complémentaire, non étudiée ici, pourrait par exemple faire l'objet de développements futurs : avec la mise en place du prélèvement à la source en France, des données sont désormais disponibles dans notre pays pour examiner la répartition du revenu au sein des ménages.

I.3.a. Les échelles de standardisation des revenus

Dans les travaux préparatoires à ce rapport, le groupe de travail a relevé que les choix concernant les échelles dites de standardisation, ou d'équivalence, peuvent jouer un rôle important dans la mesure des revenus et donc avoir des effets affichés sur les inégalités. En effet, les besoins d'un ménage augmentent si sa taille augmente mais, en raison d'économies d'échelle dans la consommation, la hausse des dépenses induites n'est pas proportionnelle. Par exemple, les besoins en surface de logement, en électricité ou transport individuel, notamment la voiture, ne sont pas trois fois plus élevés pour un ménage de trois personnes que pour une personne seule. Quatre mille euros mensuels de revenus confèrent donc un niveau de vie supérieur à un couple avec deux enfants que mille euros à un célibataire sans enfant.

Dans de nombreux cas, en particulier pour l'analyse de la pauvreté, il est indispensable de prendre en compte de tels effets. Ainsi, un indicateur comme le niveau de vie de l'Insee, Eurostat ou l'OCDE est standardisé pour tenir compte de ces disparités. Il s'agit de diviser les revenus calculés du ménage par un coefficient mesurant les économies d'échelle, dite échelle de standardisation. Dans les travaux sur la mesure des inégalités, plusieurs usages ont cours, le plus souvent pour des raisons d'interprétation de ces échelles d'équivalence, et parfois pour des contraintes liées à la disponibilité des données.

Une première approche s'attache à mesurer des situations comparables entre ménages de taille et de composition différentes. Ainsi, l'Insee et les instituts de statistique publique utilisent les unités de consommation (UC). Ce concept, utilisé pour calculer le niveau de vie, s'appuie sur l'échelle dite « de l'OCDE modifiée » introduite dans les années 80, qui attribue un poids de 1 au premier adulte du ménage, de 0,5 aux autres personnes de 14 ans ou plus, et de 0,3 aux autres membres du ménage (Hourriez & Olier, 1998). Sans accès aux âges des personnes du ménage, l'OCDE utilise une échelle dite « *square root* » (SQR) qui standardise le revenu disponible avec la racine carrée du nombre d'individus du ménage.

Figure 6 : Comparaison des échelles de standardisation par type de ménage

Type de ménage	Poids de standardisation appliqué au ménage				
	Revenu non corrigé	UC	ESA	SQR	Par tête
1 adulte	1	1	1	1	1
2 adultes	1	1,5	2	1,4	2
2 adultes, 1 enfant	1	1,8	2	1,7	2
2 adultes, 2 enfants	1	2,1	2	2	4
2 adultes, 3 enfants	1	2,4	2	2,2	5
1 adulte, 1 enfant	1	1,3	1	1,4	2
1 adulte, 2 enfants	1	1,6	1	1,7	3
1 adulte, 3 enfants	1	1,9	1	2	4

Note : on suppose les enfants âgés de moins de 14 ans dans le calcul des UC.

Une seconde approche partage le revenu entre les personnes du ménage qui en sont les percepteurs directs, soit à parts égales, soit selon la répartition observée quand les données sont disponibles[14]. Les données *PovcalNet* de la banque mondiale sont ainsi données « *per capita* », c'est-à-dire en divisant le revenu du ménage de manière égale entre tous ses membres, sans prise en compte d'aucune économie d'échelle. Le WIL, dans le cadre du projet DINA, utilise quant à lui l'échelle dite « *equal-split adults* » (ESA) qui attribue un poids égal à chaque adulte d'un couple, les individus mineurs du ménage n'étant pas pris en compte en raison de leur non-perception de revenus en propre. Les personnes à charge majeures sont individualisées avec leurs revenus propres.

Cette section propose de comparer les différentes pratiques et d'en mesurer les écarts pour la France. Pour ce faire, il est nécessaire d'effectuer l'analyse sur une même base de revenus[15], ici le revenu disponible de l'enquête sur les Revenus fiscaux et sociaux (ERFS). Théoriquement, les écarts peuvent être importants si la distribution du niveau de vie dépend fortement des configurations familiales. Dans la pratique, les écarts entre les conventions diffèrent selon les indicateurs, l'angle d'analyse adopté et la granularité du découpage.

Ainsi, pour résumer les principales conclusions des explorations conduites en la matière par le groupe de travail, les analyses ESA et UC sont proches en ce qui concerne les distributions des variables de revenus, mais s'éloignent quand il s'agit d'étudier la pauvreté, les configurations familiales, les extrémités de distribution. L'approche SQR se distingue des deux précédentes par une « population », c'est-à-dire un nombre total d'unités, plus faible, et des variables de revenus plus élevées. Les écarts sont dus en partie aux effets démographiques et augmentent avec le niveau de vie. Les distributions des configurations familiales selon le niveau de vie sont assez proches pour les UC et le SQR. Mais pour les ESA, les couples avec enfants sont davantage représentés dans le

[14] Les données fiscales de prélèvement à la source fournissent des informations concernant le partage des revenus au sein des ménages, aux États-Unis et en France depuis 2018.

[15] Cette section est tirée d'une note de Jorick Guillaneuf de mai 2019 « Impact du choix d'une échelle de standardisation du revenu disponible sur les indicateurs d'inégalité ». Elle contient les séries et graphiques commentés dans cette section. Des éléments complémentaires fournis par Jérôme Accardo lors de la séance 2 du groupe de travail sont également disponibles.

haut de la distribution obtenue.

L'approche du revenu par personne présente le même avantage que l'ESA au sens de la simplicité du passage du revenu mesuré au niveau individuel à la masse de revenu agrégé. Elle a l'avantage d'inclure dans l'analyse les enfants, part importante de la population qui peut grandement varier d'un pays à l'autre, et dont le nombre ou l'âge est pris en compte dans le calcul de nombreuses prestations. Mais aussi l'inconvénient de ne pas tenir compte des effets d'économie d'échelle. Par souci de simplicité et parce qu'elle est peu utilisée dans les études sur la redistribution, nous n'incluons pas cette approche dans les comparaisons qui suivent.

Concernant les trois autres usages, les indicateurs calculés à partir de l'ERFS montrent des écarts entre les distributions de revenus disponibles selon l'échelle de standardisation utilisée : ces derniers sont assez marginaux entre les déciles calculés à l'aide des UC et de l'ESA (toujours inférieurs à 1 % en valeur absolue), bien plus prononcés avec l'échelle SQR (de 8 à 10 %). Ces écarts de niveau restent relativement stables dans le temps, de sorte que l'évolution des inégalités aurait un profil similaire quelle que soit l'échelle utilisée, comme le montrent les constats suivants :

- La médiane du revenu disponible standardisé de 2016 est de 20 520 € pour les UC, 20 370 € pour l'ESA et 22 420 € pour le SQR. Les évolutions de la médiane depuis 10 ans sont en revanche très proches selon les différentes échelles.

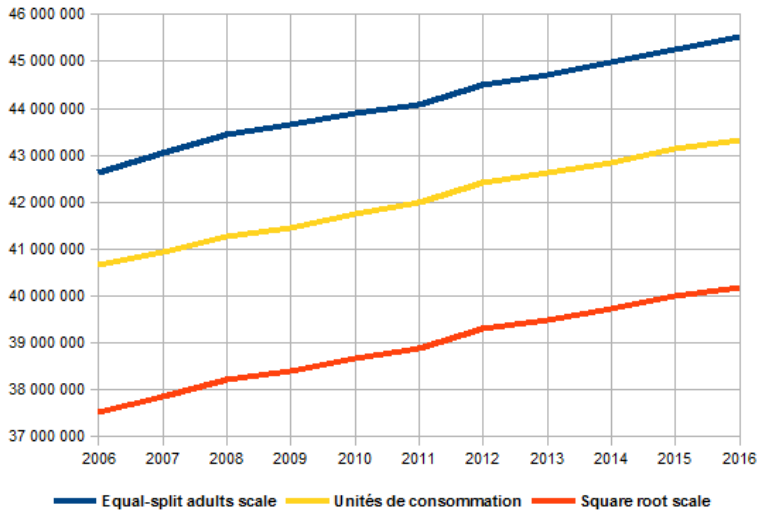
- Aux extrémités de la distribution (1er dixième et 95e centième), les écarts sont légèrement plus prononcés : ESA et UC sont très proches alors que SQR est systématiquement au-dessus de l'ordre de 10 %. Cependant, les tendances demeurent globalement proches ;

- L'indice de Gini calculé à partir de l'échelle SQR est également légèrement plus élevé (0,291 contre 0,288 avec les UC et 0,287 avec l'ESA) mais les variations des trois indicateurs sont très proches.

Les taux de pauvreté calculés à partir des trois échelles diffèrent en revanche davantage, tout en restant relativement proches pour la plupart des indicateurs couramment utilisés : en 2016, le taux de pauvreté à 60 % calculé à partir de l'échelle des UC publié usuellement par l'Insee est de 14,0 % ; il aurait été inférieur en le calculant avec l'échelle des ESA (13,2 %) et légèrement supérieur avec celle du SQR (14,4 %).

Les évolutions des indicateurs diffèrent également sensiblement, l'écart s'étant accru sur 5 ans : ainsi entre 2012 et 2016, la baisse du taux de pauvreté calculé avec les ESA (- 0,6 point) aurait été nettement plus prononcée qu'avec les deux autres échelles (- 0,2 point). Les écarts peuvent être davantage prononcés sur des sous-populations, par exemple pour certains types de ménages comme les familles monoparentales. Ces différences s'expliquent principalement par la différence de poids selon la configuration du ménage (voir Figure 6) et par la différence de taille des populations (voir Figure 7 ci-dessous).

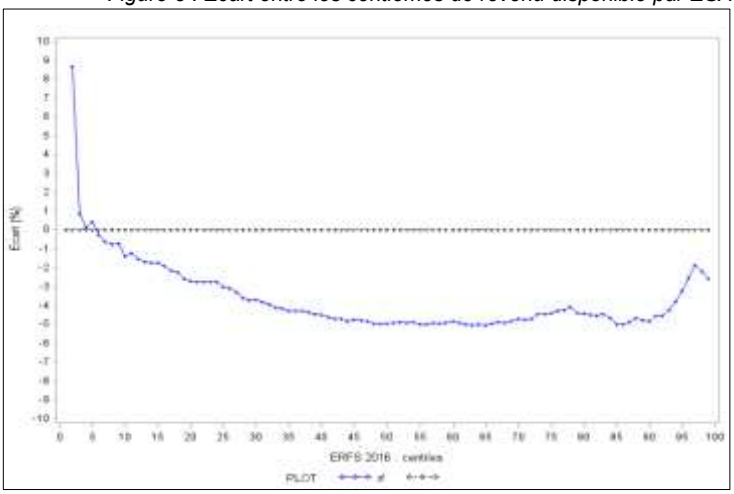
Figure 7 : Évolution du total de la population standardisée selon l'échelle d'équivalence en France, 2006-2016



Champ : France métropolitaine, individus vivant dans un ménage dont le revenu déclaré est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.
Sources : Insee-DGFiP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux 2006 à 2016.

En comparant plus finement les approches UC et ESA, on constate d'abord que le nombre total d'unités diffère finalement assez peu. En calculant à partir de l'ERFS 2016, il y a 43,8 millions d'UC et 45,2 d'adultes. En première approximation, la distribution du revenu disponible par ESA sera en moyenne environ 3 % en dessous de celle du niveau de vie. Cet écart varie néanmoins substantiellement le long de l'échelle de niveau de vie, notamment tout en bas de l'échelle de revenus (voir Figure 8).

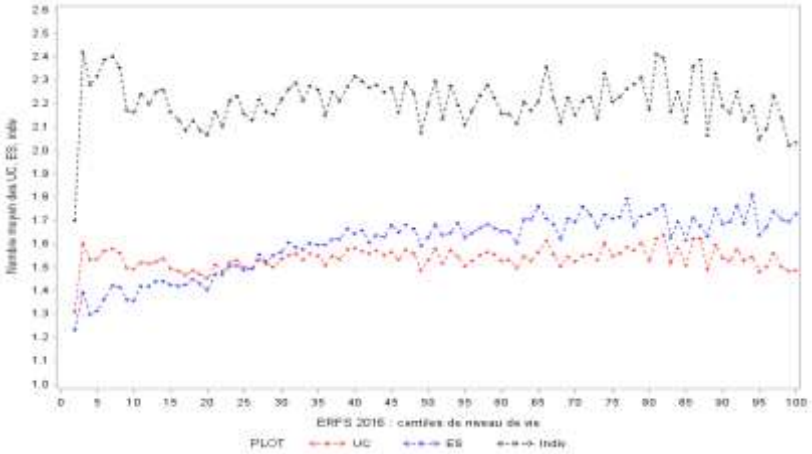
Figure 8 : Écart entre les centièmes de revenu disponible par ESA et par UC en France



Champ : France métropolitaine, individus vivant dans un ménage dont le revenu déclaré est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.
Note : centiles de foyers ; l'écart sur le 1er centième (>70 %) est tronqué sur ce graphique.

Ces écarts s'expliquent notamment par la différence de composition des ménages le long de l'échelle de niveau de vie selon les deux conventions. La Figure 9 indique que le nombre d'ESA croit en fonction du niveau de vie, quand les individus sont classés en fonction du niveau de vie de leur ménage.

Figure 9 : Nombre moyen d'unités par centième de niveau de vie en France



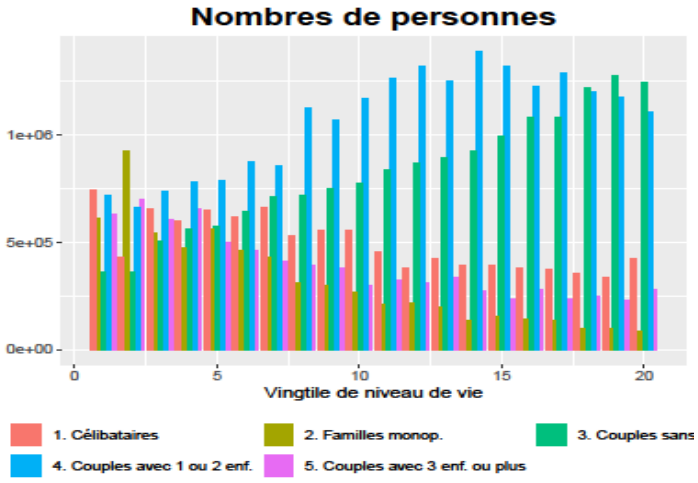
Champ : France métropolitaine, individus vivant dans un ménage dont le revenu déclaré est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.
Note : centiles de ménages de niveau de vie = revenu disponible par UC.

Recommandation 3 : Présenter explicitement les choix concernant les échelles d'équivalence utilisées pour comparer les types de ménages de composition différente et, autant que possible, détailler les conséquences des choix adoptés, en prenant en compte les contraintes liées à la disponibilité des données (composition des ménages, âge des enfants, etc.). Plusieurs approches complémentaires existent, l'une plutôt tournée vers l'étude du niveau de vie des ménages et sa distribution (nombre d'unités de consommation), l'autre plutôt tournée vers la distribution des revenus primaires (nombre d'adultes ou nombre d'individus) ; elles s'utilisent et s'interprètent de manière différente.

Recommandation 4 : Adopter de façon cohérente la convention concernant les échelles d'équivalence, c'est-à-dire ne pas en changer pour comparer les effets redistributifs des transferts.

La relative stabilité des UC le long de la distribution de niveau de vie repose sur deux effets démographiques qui se compensent en France. Au bas de la distribution, les ménages sont plutôt des familles monoparentales et des personnes seules. Au sommet de la distribution, les ménages sont plutôt des couples avec peu ou pas d'enfant. Les ménages médians sont plutôt des couples avec enfants.

Figure 10 : Configurations familiales selon le niveau de vie



Source : modèle Ines 2016, graphique tiré de (André & Sireyjol, 2019)

L'usage des UC se distingue de celui de l'ESA sur un autre point important. En accordant des parts fictives de revenu, les montants agrégés comptables ne correspondent pas à la somme des montants individuels. Ainsi, par exemple, la moyenne par dixième n'est pas égale à l'agrégat divisé par le nombre d'UC. Pour la même raison, la somme du revenu par UC de chaque individu ne correspond pas à l'agrégat de la comptabilité nationale (la différence est liée au nombre d'UC). En conséquence, connaître l'agrégat et le nombre d'UC par dixième ne permet pas de calculer exactement le revenu équivalisé moyen du dixième.

A contrario, en utilisant l'ESA ou le revenu par tête, si on somme le revenu de chaque individu, on retombe sur l'agrégat de la comptabilité nationale. Si on divise ensuite par le nombre d'individus, on retombe sur la moyenne (*i.e.* agrégat divisé par la taille de la population), résultat particulièrement utile dans le cadre d'un exercice de comptabilité distributionnelle.

Figure 11 : Appartenance à un dixième de niveau de vie selon l'échelle d'équivalence

UNITÉ DE CONSOMMATION \ EQUAL-SPLIT ADULTS	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
D1	7,5	1,5	0,5	0,3	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0
D2	2,3	3,1	2,6	0,6	0,4	0,3	0,2	0,1	0,0	0,0
D3	0,5	2,7	2,5	3,3	0,4	0,5	0,3	0,2	0,1	0,0
D4	0,1	1,7	1,9	1,8	3,8	0,4	0,4	0,3	0,1	0,0
D5	0,1	0,4	2,2	1,2	1,3	3,7	0,5	0,4	0,2	0,1
D6	0,0	0,2	0,5	2,7	0,9	1,3	3,3	0,5	0,3	0,1
D7	0,0	0,2	0,1	0,6	2,7	1,1	1,5	2,9	0,5	0,1
D8	0,0	0,0	0,2	0,1	0,5	2,4	1,7	1,9	2,6	0,3
D9	0,0	0,0	0,0	0,2	0,2	0,3	1,6	2,7	3,0	1,9
D10	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,3	2,6	6,8

Lecture : 3,1 % des ménages appartiennent à la fois au D2 en classant par UC et au D2 en classant par ES.
Source : Ines 2018 (ERFS 2016), calculs des auteurs.

Le tableau de la Figure 11 représente les changements de dixième selon les deux classements, UC et ESA. Les éléments sont principalement diagonaux au sens où très

peu de ménages ont plus d'un dixième de différence selon les deux types d'échelle d'équivalence.

À partir du modèle Ines, s'appuyant sur les données ERFS, la différence du nombre d'unités ESA-UC a pour support [min = -2,3 ; max = 5,0] (valeur minimale et valeur maximale) pour une valeur moyenne de cet écart égale à 0,22. La distribution entre les deux échelles d'équivalence est assez proche : P01 = -0,9 et P99 = 1,5, pour une médiane à 0 et un troisième quartile (P75) à 0,5.

Les UC sont utiles pour mesurer comment la redistribution en direction des enfants et des familles modifie leur niveau de vie. En calculant le revenu disponible par ESA, on change la composition du bas de la distribution, notamment la place de familles monoparentales. Néanmoins, sans que cette limite soit rédhibitoire, le classement par UC, outre le côté abstrait du concept, repose sur des données de consommation dont la mesure est par nature imprécise (voir Accardo (2007), Hourriez et Olier (1998) ou Lechene (1993) pour une revue de littérature). Les estimations peuvent d'ailleurs varier dans le temps ou l'espace (voir par exemple Martin (2017), Martin et Périvier (2018) et Martin (2015)). Les poids attribués aux individus selon l'âge et la composition familiale font l'objet de débats.

I.3.b. Quelle notion de revenu pour ordonner les ménages ?

Une fois clarifiée la question du dénominateur – par combien diviser le revenu du ménage –, se pose celle du numérateur. Quel concept de revenu retenir parmi les différentes notions retenues (I.2) ? Il convient au préalable d'introduire une distinction entre le revenu utilisé pour classer les individus et le revenu utilisé pour mesurer la redistribution. Dans de nombreux cas, ces deux concepts sont confondus. Mais il est souvent utile de les séparer, afin d'éliminer les effets de reclassement lorsque l'on compare deux distributions. En effet, si le résultat de la mesure de la distribution entre deux concepts de revenu est lié en premier lieu au contour des revenus qui sont comparés et donc aux transferts pris – ou non – en compte, le choix de la méthode de classement n'est pas neutre.

Une première option consisterait à classer ; d'une part, selon le revenu avant transferts et, d'autre part ; selon le revenu après transferts. En standardisant le cas échéant, les individus sont ordonnés selon la valeur de ce revenu afin de comparer les deux distributions par dixième, vingtième ou centième par exemple. C'est *de facto* ce qu'il se produit lorsque l'on calcule le coefficient de Gini avant et après transferts sur données microéconomiques. La difficulté est que les ménages n'appartiennent pas toujours au même groupe selon le revenu considéré ; les effets de transfert ne sont pas directement comparables en raison des effets de reclassement, qui peuvent être notables. C'est par exemple le cas pour les retraites (voir la section III.1.e). En considérant la retraite comme une prestation en cohérence avec la comptabilité nationale, alors les retraités aisés vont se retrouver en bas de l'échelle en revenu avant transferts, et en haut après transferts. Comparer alors les revenus du bas de l'échelle avant et après transferts perd son sens puisque les individus ne sont plus les mêmes.

Dans une optique de mesure de « qui paie quoi » et « qui reçoit quoi », il est impératif que le classement des individus reste fixe tout au long de la redistribution.

Pour en revenir à l'exemple du calcul de l'indice de Gini, on ne reclassera pas les individus pour passer d'une dimension à l'autre du revenu. Dès lors que le principe d'un classement fixe est admis, trois options principales sont envisageables, dont le groupe a précisément débattu : un classement selon le revenu avant transferts, un classement selon le revenu après transferts, et un classement selon le revenu disponible ou le niveau de vie.

Le groupe s'est accordé sur le fait que, si une norme comptable onusienne devait être définie, le revenu disponible par unité de consommation, c'est-à-dire le niveau de vie, est la variable de classement la plus à même de favoriser des comparaisons internationales solides, à la fois comme la notion la plus tangible pour les citoyens, et comme le revenu le moins dépendant des normes d'imputation. Ce choix de norme n'enlève néanmoins rien à la pertinence d'autres options, notamment le classement en fonction du revenu avant transferts à des fins d'études, par exemple, des effets de comportement d'élasticité du facteur travail et du capital aux transferts opérés.

Recommandation 5 : Aux fins de production de comptes nationaux distribués et dans le cadre de normes comptables internationales, privilégier le revenu disponible par unité de consommation comme principale variable de classement.

Recommandation 6 : Aux fins d'études, d'autres options de classement peuvent être considérées ; dans ce cas, afficher clairement la variable de classement et le mode de calcul du montant, reçu ou versé, pour chaque transfert (agrégation au niveau du ménage par exemple).

Recommandation 7 : Une fois établi le classement selon l'un ou l'autre concept de revenu, conserver fixes les tranches de niveau de vie (afin d'éviter les reclassements et le biais qui s'ensuit) ; privilégier un nombre d'individus identique pour chaque tranche (plutôt qu'un nombre identique de ménages) et, à défaut, indiquer le nombre d'individus dans chaque tranche.

I.3.c. Quelle granularité pour les groupes de revenu ?

Afin d'éviter un abus de langage courant, on parlera de décile, centile ou millile uniquement pour désigner des quantiles (seuils de la distribution). On parlera de dixième, centième ou millième pour désigner les groupes d'individus classés par ces quantiles. Ainsi, le dernier centile de la distribution fait référence au revenu minimal permettant d'appartenir aux 1 % les plus riches. Le dernier centième fait référence au groupe d'individus composé par ces 1 % les plus riches.

Dans Alvaredo *et al.* (2016), le centième du haut est divisé en millièmes, le millième du haut en dix-millièmes, et le dix-millième du haut en cent-millièmes, afin

d'obtenir le plus de précision possible sur le haut de la distribution. Cette approche s'explique notamment par la forte concentration des patrimoines au sein du dixième supérieur. Ainsi, le dixième le plus riche concentre près des trois quarts du patrimoine aux États-Unis (WID.world, 2020) et le centième supérieur, près de 40 % de la richesse totale. Dès lors que l'on s'intéresse à la redistribution des richesses, l'utilisation d'une échelle fine devient essentielle.

Dans le cas de variables dont la variance dans le haut de la distribution n'est pas bornée, comme c'est le cas pour les revenus ou le patrimoine par exemple, la granularité avec laquelle de telles estimations sont effectuées est importante. Si les données sources ne présentent que trop peu d'individus dans le haut de la distribution, une variation d'une année sur l'autre peut alors être uniquement liée à un biais d'échantillonnage et non pas à une variation réelle. C'est par exemple le cas si, une année, l'individu le plus riche est présent dans l'enquête et ne l'est plus l'année suivante.

Dans le cas du modèle Ines ou des données ERFS (130 000 individus), une analyse de variables discrètes (bornées par construction) est possible par centième mais pour des variables continues concentrées (comme les revenus ou le patrimoine), la robustesse des résultats se limite plutôt au niveau du dixième (top 10 %) ou du vingtième (top 5 %).

Il importe de toujours veiller à la taille des cellules étudiées : un croisement par vingtième, statut d'activité et type de famille peut, par exemple, être trop fragile. Le recours aux fichiers exhaustifs fiscaux est le moyen le plus direct d'avoir une vision précise des inégalités jusqu'au sommet de la distribution. C'est pourquoi l'Insee mobilise par exemple l'exhaustif fiscal et social FILOSOFI pour étudier le très haut de la distribution des revenus.

Recommandation 8 : Effectuer la distinction de vocabulaire entre quantile (seuil inférieur) et quantième (groupe), en utilisant par exemple les termes déciles / dixièmes et centiles / centièmes.

Recommandation 9 : Toujours fournir le nombre d'entités dans la tranche (ménages, personnes, enfants, nombre d'échelles d'équivalence, etc.) afin de faciliter les comparaisons entre les différentes approches.

Recommandation 10 : Autant que possible, décrire le sommet de la distribution au centième et au millième en mobilisant les données exhaustives, à défaut par dixième ou vingtième pour des données ménages usuelles d'enquête. Ne présenter des résultats que dans la mesure où leur robustesse statistique est suffisante, ou les accompagner d'une estimation de leurs marges d'erreur.

Recommandation 11 : En calculant les montants des transferts au sein des quantièmes, veiller à la cohérence des usages, soit en calculant la somme des transferts, soit en calculant les transferts par

unité, mais en conservant la même échelle que celle qui a servi à construire les quantiles.

I.4. Comment mesurer la redistribution et les inégalités ?

Les distributions avant et après transferts étant établies, il est d'usage de mesurer la redistribution en comparant les indicateurs d'inégalités de ces deux distributions. Comme le souligne la section précédente, la manière avec laquelle sont définis et distribués les revenus influence la mesure affichée de la redistribution. Cette section met en évidence que les choix retenus en matière d'indicateurs d'inégalités influencent fortement les messages qui ressortent de leur usage.

I.4.a. Les principaux indicateurs existants

Les principaux indicateurs d'inégalités peuvent être classés en deux catégories[16]. La première a une vocation principalement descriptive. Elle regroupe des indicateurs comme :

- le coefficient de Gini, fondé sur la courbe de Lorenz ;
- les parts de revenu total allant à chaque groupe de revenus (les 1 % les plus aisés, les 10 % les plus aisés, les 50 % les moins aisés et les 40 % entre ces deux derniers groupes) ;
- ou les différents ratios de revenu par quantile ou quantième de la population, comme le ratio interdécile, le ratio (100-S80)/S20[17] utilisé par le PNUD et en France par l'Insee, les ratios de Palma qui se focalisent sur l'écart entre les 10 % les plus aisés et les 40 % les moins aisés, la série de ratios T10/B50, M40/B50, T10/M40 et T10/B90[18] ;
- ou encore l'indice de Hoover qui mesure la somme des écarts avec la distribution égalitaire pour les revenus inférieurs à la moyenne.

La seconde catégorie vise non seulement à mesurer les inégalités, mais également à en quantifier les conséquences en matière de bien-être. Elle s'inspire des travaux de Dalton (1920), Atkinson (1970) et Sen (1973). Y parvenir suppose de préciser le lien entre la distribution de revenus et le bien-être collectif procuré par ces revenus. Ces travaux supposent qu'il existe une fonction qui relie le bien-être collectif avec la

[16] Cette partie s'inspire des travaux en cours rassemblés dans André M. et Germain J.-M. (2021).

[17] Qui rapporte le revenu moyen des 20 % les plus riches aux 20 % les pauvres, appelé QSR (Q*uantile Share Ratio).*

[18] T10, M40, B50 et B90 représentent respectivement le revenu moyen des 10 % les plus aisés, des 40 % du milieu, des 50 % les moins aisés et des 90 % les moins aisés.

distribution de revenu des individus, additive dans le cas d'Atkinson.

L'indice de Dalton mesure ainsi l'écart, en pourcentage de bien-être, entre la distribution réelle et la distribution égalitaire ; les indices d'Atkinson et Sen proposent une quantification monétaire du bien-être à partir de la notion de revenu égal équivalent. Le revenu égal équivalent est le revenu égalitaire procurant le même niveau de bien-être que la distribution effective des revenus.

Pour des opérations de redistribution équilibrées, au premier ordre, la variation de revenu équivalent mesurée en pourcent du revenu national net est d'ailleurs proportionnelle à la variation de bien-être. C'est la raison pour laquelle on peut aussi parler de bien-être monétaire (*monetary welfare*) pour désigner ce revenu égal équivalent.

L'indice d'inégalité d'Atkinson[19], qui mesure l'écart en pourcentage entre le revenu égal équivalent et le revenu moyen, possède donc une propriété importante, tout particulièrement lorsqu'il s'agit d'étudier le caractère redistributif d'un système socio-fiscal : sa variation est directement interprétable en matière de bien-être.

I.4.b. Indicateur de Gini : bien-être et redistribution

Il n'y a, en réalité, pas de frontière étanche entre les approches descriptives et en bien-être. Yitzhaki (1979) a mis en évidence une interprétation du coefficient de Gini en matière de privation monétaire au sens de Runciman (1966). Dans cette logique, les écarts de revenus provoquent un sentiment de privation égal à la moyenne des écarts aux revenus supérieurs. Le bien-être collectif est quant à lui égal au revenu moyen diminué de la privation moyenne. Yitzhaki (1979) montre que le coefficient de Gini est égal à la privation moyenne rapportée au revenu moyen. Le coefficient de Gini ne s'inscrit pas dans le cadre analytique d'Atkinson puisque l'utilité ne dépend pas seulement de son propre revenu, mais aussi de celui des autres. Il relève du cadre plus général proposé par Sen (1973).

La fonction de bien-être sous-jacente ainsi définie possède plusieurs propriétés intéressantes : en particulier, comme pour l'indice d'Atkinson, sa variation en points de revenu moyen est égale à la variation en niveau de l'indice de Gini, dès lors que les transferts sont équilibrés en recettes et dépenses. En effet, l'écart de bien-être se calcule par la variation en différence de la fonction de bien-être.

Ces considérations théoriques permettent d'orienter les pratiques au sens où il est préférable de comparer les indices d'inégalités avant et après redistribution en niveau plutôt qu'en pourcentage ; les valeurs obtenues ainsi s'interprètent en point du revenu national net.

[19] L'indice de Sen en est une généralisation lorsque la fonction d'utilité n'est pas additive. En ce qui le concerne, l'indice de Dalton compare directement le bien-être de la distribution réelle à celui de la distribution égalitaire.

Recommandation 12 : Dans le cadre d'une interprétation de l'impact de la redistribution en matière de bien-être à l'échelle du revenu national, commenter de préférence la différence en niveau, plutôt qu'en ratio, des indices d'inégalité avant et après transferts.

Cette interprétation en bien-être monétaire des variations d'indice n'est fondée que lorsque les revenus avant et après se déduisent l'un de l'autre par des transferts équilibrés. *A contrario*, lorsque la redistribution considérée n'est pas équilibrée en dépenses et en recettes, la comparaison du coefficient de Gini avant et après redistribution donne une mesure biaisée de l'impact du système de transferts en matière de bien-être ; plus encore, on peut montrer que ce biais est négatif[20], et d'autant plus négatif que le pays concerné possède un haut niveau de services publics.

D'une manière générale, différentes pratiques existent dans les travaux menés sur ces thématiques, par exemple, en incluant ou excluant les retraites dans le revenu avant transferts (cf. I.3.b), et chacune des conventions apporte des informations complémentaires. Cependant, si une hypothèse amène à déséquilibrer un concept de revenu par rapport à un autre, par exemple en n'intégrant qu'une partie des prélèvements qui financent une prestation donnée à solde non nul, alors l'effet redistributif peut être minimisé ou maximisé.

Un exemple stylisé permet de se convaincre de l'importance de tenir compte de l'équilibre d'un ensemble de transferts. Considérons un pays qui finance une prestation forfaitaire universelle par un impôt proportionnel aux revenus. Supposons que ce pays transforme le financement de cette prestation en le basant dorénavant uniquement sur une taxe sur les produits, proportionnelle à la consommation. Cette taxe pèse davantage sur le bas de l'échelle des revenus où l'épargne est faible voire souvent inexistante : ce basculement accroît donc les inégalités. Or, si l'on prend en compte uniquement les prestations et les impôts directs comme habituellement dans les statistiques de la redistribution, en excluant donc les taxes sur les produits, le second système apparaîtra plus redistributif que le premier. Les deux situations ne peuvent donc être comparées sans biais qu'en intégrant à la fois les dépenses et les recettes, impôts directs comme les taxes indirectes.

En pratique, si deux pays financent les mêmes prestations, l'un par la TVA, l'autre par l'impôt sur les revenus, la non-intégration des taxes sur la consommation apporte une image déformée de la redistributivité des transferts publics, à profil de dépenses publiques identiques. L'exemple est ici stylisé, mais il traduit une réalité qui biaise les comparaisons internationales usuelles : le fait qu'en Europe les taxes sur les produits sont élevées alors qu'elles sont quasiment inexistantes aux États-Unis.

[20] Voir les travaux en cours dans André, Germain (2021), op. cit.

Recommandation 13 : L'appréciation de l'impact redistributif d'un système de transferts devrait porter, dans la mesure du possible, sur des ensembles de transferts à somme nulle (au sens d'un équilibre entre les recettes et les dépenses), notamment dans les comparaisons internationales ou temporelles et dans un contexte de comptabilité distributionnelle. À défaut, discuter des potentielles conséquences d'une analyse déséquilibrée et afficher si possible le solde comptable de l'ensemble considéré.

I.4.c. Comparaison des indicateurs d'inégalités

Ce qui est vrai pour le Gini l'est plus généralement des autres indicateurs d'inégalités dits positifs ou descriptifs : ils sous-tendent une préférence collective implicite, souvent d'ailleurs explicitée au départ, et parfois oubliée avec le temps. Ainsi le ratio de Palma, qui rapporte les 10 % les plus riches aux 40 % du bas de la distribution, repose sur une analyse qui mêle statistique, sociologie et économie politique. Palma observe que les deux masses de revenus sont dans de nombreux pays du même ordre de grandeur. La redistribution se jouerait entre les ménages aisés incarnés par le premier groupe (les 10% les plus riches) et les classes populaires qui se retrouvent majoritairement au sein du second (les 40% du bas). Selon sa vision, elle s'accroît lorsque les classes moyennes sont « alliées » avec les classes populaires et décroît dans le cas contraire.

Afin d'éclairer les choix d'indicateurs, de faciliter l'interprétation des résultats et la confrontation des différentes études, il est possible d'expliciter cette préférence collective sous-jacente. Cette reconstitution permet, par linéarisation, d'attribuer des poids implicites que les différents indicateurs attribuent, de fait, aux différents quantiles de la distribution, dès lors qu'ils sont utilisés pour mesurer la redistribution. Afin de simplifier le propos, on considère ici six indicateurs des plus utilisés par les praticiens :

- trois indicateurs que nous qualifierons d'indicateur de dispersion (*dispersion index)*, l'indice de Gini et l'indice d'Atkinson auxquels on ajoute l'indice de Hoover qui mesure les milliards à déplacer pour atteindre une distribution égalitaire ;

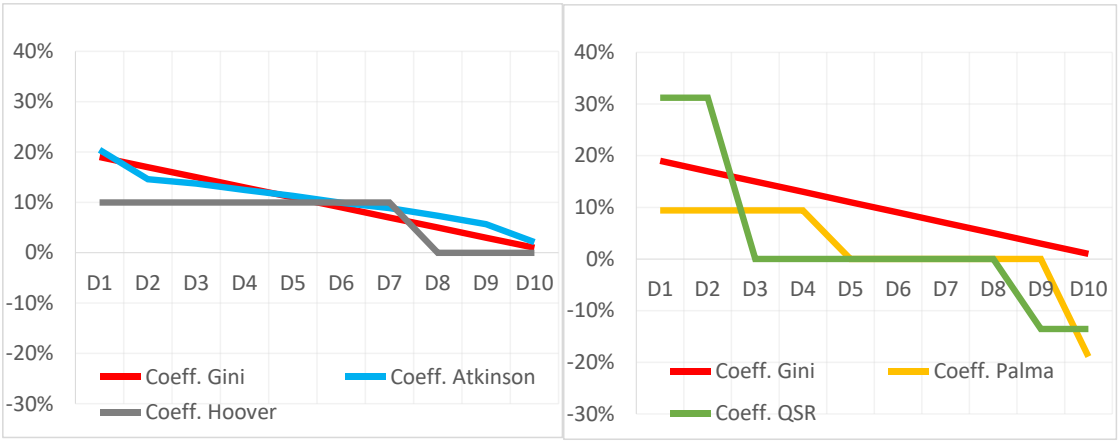
- trois indicateurs d'écartement (*gap index)* entre le bas et le haut de la distribution, le ratio de Palma (T10/B40), le ratio 20-20 (T20/B20) et le ratio T10/B50.

Les graphiques de la Figure 12 ci-après représentent, au premier ordre, les pondérations par dixième de revenu du bien-être monétaire implicite associé aux différents indicateurs telles qu'évaluées par André et Germain (2021). Une valeur plus importante pour un dixième donné s'interprète comme une préférence implicite plus élevée accordée à ce dixième par chaque indicateur.

On peut montrer que le bien-être monétaire marginal ne dépend pas de la distribution sous-jacente de revenu pour l'indice de Gini. Il est décroissant linéairement par palier de 2 points, passant de 19 % pour le premier dixième à 1 % pour le dernier

dixième. Pour les autres indices, les poids dépendent de la distribution du revenu[21]. L'indice d'Atkinson correspond à un bien-être monétaire implicite pondérant davantage les premiers quantièmes ; l'utilité marginale décroît ensuite plus rapidement que dans le cas Gini. Enfin, les indices d'écartement affichent des bien-être implicites marginaux constants sur les premiers dixièmes (les deux premiers pour le T20/B20, les quatre pour le Palma et les cinq pour le T10/B50), faiblement positifs pour les revenus intermédiaires, et négatifs pour le haut de la distribution (les deux derniers pour le B20/T20 et le dernier pour les indices de Palma et le T10/B50).

Figure 12 :Pondération par dixième des bien-être implicites



Source : calculs des auteurs.
Lecture : le bien-être implicite attribué par le coefficient de Palma s'élève à 9% pour le premier dixième de niveau de vie et à 19% pour le coefficient de Gini.

Ces développements simples permettent de préciser et de quantifier les caractéristiques, bien connues des praticiens, des différents indices d'inégalité dans la mesure de la redistribution. L'indicateur de Hoover s'interprète en milliards d'euros déplacés entre les quantièmes. Mais il est le plus éloigné de la notion de bien-être car il est neutre le long de la distribution. Ainsi, il tend à sous-estimer l'apport de la redistribution car il ignore que 100 € reçus par les plus pauvres leur procurent un bien-être plus grand que 100 € reçus par les ménages médians ou moyens (en raison de la concavité de l'utilité en fonction du revenu).

Le coefficient de Gini est plus cohérent avec le principe d'une utilité marginale décroissante du revenu. Mais sa robustesse appréciée des statisticiens est aussi sa limite car elle conduit à sous-estimer l'impact en bien-être des redistributions concernant les très hauts et les très bas revenus. En effet, il est peu sensible aux évolutions aux extrémités de la distribution de revenu.

L'indice d'Atkinson est le plus proche de la notion de bien-être dont il est directement issu. Il valorise amplement les redistributions ciblées sur les plus pauvres. Ainsi, un transfert de 100 € du dixième 10 au premier dixième aura plus d'effet s'il est mesuré par l'indice d'Atkinson que par l'indice de Gini. Collant potentiellement à la

[21] Les Figure 12 et Figure 39 (en annexe) sont fondées sur des évaluations numériques associées à la distribution française après transferts.

courbure de la fonction d'utilité sous-jacente à la distribution des revenus, il dépend d'un paramètre qui peut être fondé empiriquement afin d'épouser au mieux l'élasticité du bien-être au revenu[22]. Dans ce qui suit, nous retenons pour ce paramètre la valeur estimée sur données françaises à partir d'enquêtes de satisfaction dans la vie par Germain (2020), à savoir 2. Ainsi, l'indice d'Atkinson semble le plus satisfaisant à utiliser s'il s'agit d'interpréter la redistribution opérée par les transferts en matière de bien-être. Cependant, comme le Gini, il est peu sensible au très haut de la distribution, ce qui n'est pas rédhibitoire dans l'étude de transferts équilibrés, mais qui peut l'être dans le cas contraire.

Les indicateurs d'écartement sont eux les plus lisibles, et sont plus sensibles aux variations qui se situent dans le haut de la redistribution. L'indice de Palma et l'indice B50/T10 reposent sur une décomposition de la population en groupes qui, contrairement aux quantièmes, approchent une réalité sociale au sens où ils peuvent s'interpréter : les classes populaires, les classes moyennes, les classes aisées, etc. Ils ont également une réalité comptable, la redistribution se jouant effectivement principalement entre les ménages aisés, contributeurs nets, et les classes populaires, bénéficiaires nettes, autour du pivot de la classe moyenne.

Par construction de ces indicateurs en ratio, un euro pris en haut et donné en bas compte deux fois plus qu'un euro pris au milieu et donné en bas, ou pris en haut et donné au milieu. Ainsi, ils valorisent les opérations de redistribution haut/bas par rapport à celles qui impliquent la classe moyenne. Ils ont l'inconvénient d'être moins sensibles aux redistributions ciblées sur les très pauvres. Ils ont l'avantage d'être robustes aux extrémités de la distribution si les sources statistiques utilisées sont moins fiables pour les plus pauvres ou les plus riches ; ceci est particulièrement vrai pour l'indice de Palma et le T50/B50.

D'autres travaux, axés sur les mesures localisées de redistribution des revenus, consistent à comparer entre elles les distributions de revenu (Chauvel, 1995). Amoureux, Guillaud et Zemmour (2019) proposent par exemple de mesurer la réduction des inégalités selon trois critères. Le premier critère identifie la zone cible de redistribution, dans laquelle s'opère la densification des revenus. Cette zone de réduction des écarts de revenus est plus ou moins restreinte autour de la médiane. Le deuxième critère capture l'intensité de la redistribution, dont la mesure est la part des ménages concernés. Le troisième critère mesure la polarisation de la redistribution selon qu'elle est faite « par le bas » (en réduisant le taux de pauvreté) ou bien « par le haut » (en réduisant la part de hauts revenus). Ce cadre d'analyse permet de mettre en lumière le fait que les politiques de redistribution ont notamment pour effet d'augmenter la part de la population dont le niveau de vie se situe autour de la médiane.

La population médiane ou intermédiaire pourrait être étudiée en la définissant comme ni modeste, ni aisée. Pour ce faire, il peut être intéressant de définir un seuil d'aisance en proportion du niveau de vie médian, de façon analogue à la définition du seuil de pauvreté à 60 %. Dans l'introduction des éclairages de *France, portrait social* dédié aux ménages médians (*Insee Références*, édition 2017), les personnes aisées sont

[22] $1 - [1/n \sum_{i=1}^{n} [r_i/\bar{r}]^{1-\tau}]^{1/(1-\tau)}$ où r_i est le revenu de l'individu i, $\bar{r}$ le revenu moyen, n le nombre d'individus et τ un paramètre (fixé à 2 dans le cadre du présent rapport).

définies comme celles dont le niveau de vie dépasse 180 % du niveau de vie médian. Ce seuil définit ainsi un taux d'aisance, mesuré à 10,9 % dans cette publication alors que le taux de pauvreté est estimé à 14,1 %. Ainsi, 75 % des personnes ne sont ni pauvres ni aisées. Cet indicateur mesure la concentration de la distribution de niveau de vie autour de la médiane et peut servir d'outil de comparaison internationale. De façon similaire, le rapport OCDE (2019) sur les classes moyennes définit les ménages de revenus intermédiaires comme ceux qui se situent entre 75 % et 200 % du revenu médian. Cette catégorie représentait 64 % de la population dans les pays de l'OCDE pendant la décennie 1980, contre 61 % durant la décennie 2010. Ces revenus ont crû un tiers moins vite que les 10 % les plus élevés, et ont même stagné dans certains pays.

Figure 13 : Caractérisation à usage pratique des principaux indices d'inégalité pour la mesure de la redistribution

	Indicateur	**Caractéristique**	**Précaution**
Dispersion	Hoover	Interprétation simple en milliards d'euros déplacés dans les opérations de transfert	Le plus éloigné de la notion de bien-être (utilité marginale quasi-constante)
	Gini	Plus proche que l'indice de Hoover de la notion de bien-être mais complexe à interpréter	Sous-estime l'impact des redistributions ciblées sur les plus pauvres (utilité marginale décroissante linéairement)
	Atkinson	Le plus proche de la notion de bien-être monétaire	Comme les indices de Gini et le Hoover, peu sensible au haut de la distribution
Ratio	Palma (B40/T10)	Lecture très simple et interprétation en groupes sociaux : les inégalités et la redistribution se jouent entre les classes populaires et les ménages aisés	Sous-estime l'impact en matière de bien-être des redistributions ciblées sur les plus pauvres et l'impact négatif des prélèvements sur les classes moyennes
	T10/B50	Même atout que l'indice de Palma, avec des classes populaires qui représentent la moitié de la population	Sous-estime l'impact en matière de bien-être des redistributions ciblées sur les plus pauvres. B10/B50 permet de s'intéresser aux ménages médians
	Ratio 20-20 ou QSR (T20/B20)	Lecture simple, valorise davantage que les indices de Palma et B50/T10 les redistributions ciblées sur les plus pauvres	Pas d'interprétation en classes sociales, et pas de prise en compte des opérations de redistribution au bénéfice des classes populaires supérieures
	Ratio interdécile (D9/D1)	Lecture simple et logique, similaire au ratio 20-20, le seuil décile peut s'interpréter comme un individu particulier	Ne prend pas en compte les extrémités des distributions et mesure notamment mal la concentration des hauts revenus

Compte tenu de ce qui précède, aucun des indicateurs ne peut à lui seul éclairer correctement l'impact des effets redistributifs des transferts. Tout choix d'indicateur correspond à des pondérations spécifiques et implique donc une convention normative sous-jacente si on l'interprète en matière de bien-être. Ce constat emporte une recommandation assez naturelle, mais que l'observation des pratiques appelle à rappeler : pour bien mesurer l'impact de la redistribution sur les inégalités, il est préférable d'éclairer la question sous plusieurs angles, et donc de recourir à plusieurs indicateurs pour étayer la robustesse des résultats.

Recommandation 14 : Afin d'avoir des conclusions robustes, décrire l'ensemble de la distribution (par dixième, centième, etc.) des revenus et des patrimoines ; se reposer *a minima* sur un indicateur de dispersion et un indicateur de ratio, plutôt que de se concentrer sur un unique indicateur.

I.4.d. Comparaison des systèmes de redistribution

La comparaison des systèmes de redistribution a l'apparence d'une question simple dont la réponse peut s'avérer complexe à établir. Il convient de lever les difficultés soulevées dans les sections précédentes, et de clarifier les choix retenus pour y parvenir. La question elle-même mérite d'être élaborée dès lors que l'on s'intéresse aux comparaisons internationales. Jusqu'ici, en comparant les revenus avant et après transferts, au niveau individuel ou par catégorie, on a mesuré l'impact observé de la redistribution sur le niveau de vie, le cas échéant agrégé en accordant une plus ou moins grande pondération au bas de la distribution pour approcher une notion d'impact sur le bien-être collectif.

Une autre question, reliée mais néanmoins différente, consiste à évaluer l'effet sur les niveaux de vie du système socio-fiscal lui-même, en tant que règles de calcul, autrement dit de répondre à la question « les législations fiscales et sociales du pays A sont-elles plus redistributives que celles du pays B ? ». Il ne suffit plus ici de comparer des indices d'inégalités avant et après transferts comme précédemment, mais, idéalement de simuler au préalable l'intégralité des règles du système socio-fiscal du pays A aux revenus primaires du pays B, et vice-versa, afin de construire des situations contrefactuelles comparables. Ceci étant, si d'une part le système A appliqué aux revenus du pays A réduit davantage les inégalités que le système B appliqué au pays A ; et que d'autre par le système A appliqué au pays B, réduit davantage les inégalités que le système B appliqué au pays B, alors on pourra raisonnablement conclure qu'un système est plus redistributif que l'autre. Lorsque ce n'est pas le cas, on ne pourra clairement classer la redistributivité des deux systèmes.

Un tel exercice dépasse largement le cadre de la comptabilité distributionnelle du revenu, mais elle permet de l'approcher en estimant, par le calcul de ratios appropriés, des règles « en forme réduite » du système de transferts. En première approche, deux spécifications sont possibles pour y parvenir. La première approche consiste à calculer le montant de transferts nets de chaque dixième comme une fraction du revenu de chaque dixième. Celle-ci revient à supposer que les taux apparents de transferts versés et reçus sont proportionnels aux revenus primaires dans chaque dixième. La deuxième approche consiste à calculer un montant de transferts nets par dixième en fraction du revenu national, et de comparer ce profil à d'autres pays. Elle suppose implicitement que les transferts par dixième sont forfaitaires.

En pratique, les systèmes socio-fiscaux obéissent simultanément aux deux logiques (les prestations sont plutôt proches du modèle forfaitaire alors que les prélèvements se rapprochent du modèle proportionnel), ce qui rend l'interprétation des résultats complexe. Ceci suggère une troisième approche, qui consiste à calculer un taux moyen apparent de prélèvement, en proportion du revenu primaire, et un montant moyen,

en niveau, de transfert reçu, cette combinaison taux apparent, allocation apparente forfaitaire constituant le *proxy* du système fiscalo-social et partant le socle pour les comparaisons internationales (voir André-Germain (2021)).

Recommandation 15 : La comparaison « toutes choses égales par ailleurs » de l'effet redistributif de deux systèmes socio-fiscaux requiert idéalement d'appliquer les règles des transferts à une même distribution de revenus primaires. Dans la pratique, plusieurs approches complémentaires sont possibles à partir d'une même comptabilité distributionnelle pour approcher ce cas théorique. *A fortiori*, il est nécessaire d'expliciter l'approche suivie et d'en discuter les implications.

I.5. Limites et extensions possibles

Cette dernière section regroupe les éléments de discussion concernant le cadre généralement adopté pour l'étude des inégalités. Elle souligne en particulier, que la mesure comptable de la redistribution reste inévitablement partielle, comme tout exercice de comptabilité analytique, dès lors qu'elle se situe en amont de la prise en compte d'éventuels effets de bouclage ou de comportement des agents économiques. Le dernier paragraphe traite des questions liées aux sources de données qui fondent les analyses.

I.5.a. Inégalités, cycle de vie et mobilité

La mesure usuelle de la redistribution à partir d'un classement par niveau de vie des ménages, puis d'une distribution de l'ensemble des transferts publics versés et reçus, que l'on a qualifiée de comptabilité distributionnelle, donne une vision en coupe, pour une année donnée, de la distribution des revenus, des transferts et des patrimoines. Cet « instantané » constitue une base nécessaire pour appréhender la question des inégalités, mais n'en constitue pas pour autant l'aboutissement. Le groupe de travail a relevé cinq principales limites au caractère annuel de la comptabilité distributionnelle.

Premièrement, l'observation des inégalités à un instant donné ne corrige pas des effets du cycle de vie. Une part des individus en bas de la distribution des revenus peut correspondre à des ménages jeunes — étudiants ou en début de carrière — dont le revenu courant est faible, mais dont les perspectives de revenus futurs sont plus élevées. Albis et Badji (2017) trouvent ainsi que les revenus des individus de chaque cohorte suivent une courbe en U inversé au cours du cycle de vie, atteignant un sommet vers 55–59 ans. La différence de revenu entre les plus jeunes (25–29 ans) et le haut du cycle de vie (55–59 ans) est de l'ordre de 30–40 % pour chaque cohorte. Cependant, cette différence, bien que notable, est faible en comparaison des différences de revenus qui séparent le premier du dernier dixième, qui peuvent dépasser le facteur 10. Selon Garnero *et al.* (2019), l'essentiel des inégalités de revenu du travail à un moment donné est permanent dans les pays de l'OCDE. En effet, près de 80 % des inégalités mesurées

entre individus à un moment donné perdurent sur l'ensemble du cycle de vie. Par ailleurs, l'exercice de comptabilité distributionnelle n'est pas fondamentalement incompatible avec une décomposition par âge, pour peu que les données sous-jacentes s'y prêtent. Dans le cadre du projet DINA, Garbinti, Goupille et Piketty (2018) trouvent ainsi que le revenu du travail passe d'environ 70 % du revenu moyen pour les 25–29 ans à 120 % pour les 55–59 ans.

Deuxièmement, les inégalités en coupe incluent les variations de revenu de court terme que subissent les individus. Ces variations ne reflètent pas proprement les changements de niveau de vie. Si ces mêmes individus n'ont pas de contrainte de liquidité, ils peuvent lisser leur consommation. Par construction, l'inégalité du revenu accumulé sur plusieurs années est plus faible que l'inégalité annuelle. Une telle mesure de la mobilité des revenus est particulièrement exigeante quant à la qualité des données puisqu'elle nécessite de suivre les individus dans le temps. Aux États-Unis, et sur la base de données de la sécurité sociale, Kopczuk, Saez, et Song (2010) trouvent que le coefficient de Gini baisse d'environ 2pp. si on considère le revenu sur cinq ans par rapport au revenu annuel. Ce changement est assez faible au regard de la valeur du coefficient de Gini sur données annuelles, qui est d'environ 0,44 au début des années 2000 (dernière données disponibles). De plus, la différence est stable dans le temps et ne change pas sensiblement les tendances. En France, Accardo (2016) met en évidence que l'inégalité de la distribution du niveau de vie pris en moyenne sur cinq ans est à peine plus faible que l'inégalité des niveaux de vie courants. Des travaux récents (Roux & Magnac, 2020) décomposent la variance des salaires du cycle de vie et trouvent que les inégalités salariales de court terme sont de 20 à 80 % plus élevées que les inégalités de long terme. L'hétérogénéité individuelle permanente expliquerait entre 60 et 90 % de la variance des salaires.

Troisièmement, les inégalités de revenu ne prennent pas non plus en compte la mobilité intergénérationnelle. Cette mobilité semble cependant limitée. Aux États-Unis, Chetty *et al.* (2014) mettent en valeur une relation linéaire entre le rang des parents dans la distribution des revenus et le rang des enfants : une augmentation de 10 centièmes des uns correspond à une augmentation de 3,4 centièmes des autres. Selon l'OCDE (2018), la mobilité intergénérationnelle n'est pas plus forte en France, où il faut six générations pour une famille dans les 10 % les plus pauvres pour rejoindre la moyenne (contre cinq aux États-Unis). Bien que conceptuellement distincte des inégalités de revenu en coupe, cette mobilité intergénérationnelle apparaît y être reliée par la *Great Gatsby curve* (Corak, 2013) : entre les pays, la mobilité intergénérationnelle est négativement corrélée aux inégalités.

Quatrièmement, les transferts de capitaux entre ménages — sous la forme de donations ou d'héritage — mais aussi de pensions alimentaires ou transferts informels — entre parents et enfant, prise en charge de loyers ou de dépenses pré-engagées — constituent une forme importante de transferts qui n'est pas prise en compte dans le revenu courant. Cependant, ces transferts jouent un rôle important dans la constitution des patrimoines et la transmission des inégalités entre les générations. Piketty et Zucman (2015) trouvent que la part du patrimoine hérité dans le patrimoine national français a augmenté durant les dernières décennies, pour atteindre environ 65 % en 2010, avec des tendances similaires dans d'autres pays développés. Arrondel, Garbinti et Masson (2014) montrent que les donations et les héritages augmentent la probabilité d'acheter son logement, et que les donations en particulier augmentent la probabilité de créer ou de

reprendre une entreprise. Dans la comptabilité nationale, ces transferts ne sont pas pris en compte. Seules les taxes sur l'héritage sont incluses dans les transferts de capitaux (D9). Dans la mesure où ces données existent, il est toujours possible de mesurer ces transferts dans un compte subsidiaire.

Cinquièmement, les inégalités de revenu ne prennent pas non plus en compte les inégalités de santé et d'espérance de vie. Selon l'Insee (2016), l'espérance de vie à 35 ans des hommes cadres entre 2009 et 2013 est de 49 ans, contre 42,6 ans pour les hommes ouvriers. Cette inégalité est notable en soi, mais elle a également des conséquences sur la répartition des revenus et la redistribution sur le cycle de vie : les ouvriers ont moins de temps pour accumuler du patrimoine, bénéficient en moyenne moins du système de retraite, etc. Les inégalités de santé peuvent donc avoir un effet amplificateur sur les inégalités de revenu.

Pour résumer, les données distributionnelles présentées dans ce rapport correspondent à une photographie instantanée de l'effet des transferts sociaux, fiscaux et en nature sur les inégalités, qui ne saurait prétendre à embrasser l'intégralité de la problématique. Elles n'en sont pour autant pas moins essentielles, comme le sont par exemple les évaluations financières des mesures des lois de finance.

I.5.b. Élasticité des facteurs et incidence fiscale

La comptabilité distributionnelle du revenu demeure un exercice de comptabilité. Autrement dit, il s'agit de décrire dans un langage commun, et selon des conventions établies, la façon dont les revenus sont versés et répartis dans l'économie à un instant donné. L'exercice s'effectue *toutes choses égales par ailleurs* en quelque sorte, et donc sans prendre en compte les effets comportementaux, dynamiques ou d'équilibre général.

Il est admis en économie que la question « sur qui pèse l'impôt *in fine ?* » est distincte de la question de qui, légalement, est tenu d'en reverser le montant à l'administration : c'est la problématique de l'incidence fiscale. La comptabilité nationale reconnaît déjà, en un sens, ce principe. Par exemple, les cotisations sociales sont toujours incluses dans la rémunération des salariés (D1), peu importe qu'il s'agisse de cotisations salariales, ou de cotisations patronales. Bien que les cotisations patronales soient techniquement payées par les entreprises, on considère qu'il s'agit d'un prélèvement sur les revenus du travail qui est acquitté par les salariés, contrairement à l'impôt sur les sociétés. Tout cela n'est pas sans conséquence sur le calcul du partage de la valeur ajoutée entre capital et travail, par exemple. Cette approche fait cependant consensus.

Il est possible de justifier ces choix par l'intermédiaire de l'incidence fiscale. Dans un modèle standard d'équilibre partiel, si les élasticités des offres de travail et de capital sont faibles comparées à l'élasticité de substitution entre travail et capital, alors les prélèvements sur le travail sont payés par les travailleurs, et les prélèvements sur le capital par les détenteurs de capital. Mais bien qu'utile, l'invocation des principes d'incidence fiscale n'est pas sans poser certains problèmes.

Dans les modèles néoclassiques standards en effet, les prélèvements sur le capital pèsent en partie — voire en totalité — sur les travailleurs. Si l'on suit ce principe, il

paraît justifié de les attribuer aux travailleurs, avec des conséquences importantes quant aux inégalités avant impôts et à la redistributivité du système. Cela pose au moins deux problèmes. Premièrement, ce résultat est sujet à controverses et repose sur des hypothèses spécifiques : il existe une large littérature montrant comment de telles estimations vont varier selon les hypothèses retenues (Saez et Stantcheva, 2018). Deuxièmement, même en prenant ce résultat au pied de la lettre, il faut noter que la chaîne de raisonnement qui y aboutit est complexe : la taxation du capital réduit son rendement après impôts, ce qui décourage l'investissement, ce qui réduit le stock de capital, ce qui rend les travailleurs moins productifs, avec des effets à la baisse sur leur salaire ou à la hausse sur leur risque de chômage. La prise en compte d'une telle chaîne de raisonnement dépasse largement les objectifs de la comptabilité distributionnelle.

Ces questions se sont posées dans le cadre du projet *Distributional international accounts* (DINA), en particulier pour ce qui est de l'incidence de l'impôt sur les sociétés. L'approche initiale a consisté à obéir aux principes d'incidence fiscale tels que mis en avant par Harberger (1962). Selon ces principes, l'impôt sur les sociétés est payé par tous les détenteurs de capital, que cette détention prenne la forme d'actions ou d'obligations. Cela peut aboutir à certaines incohérences : le revenu des entreprises est attribué aux actionnaires (car ce sont eux qui contrôlent l'entreprise, et qui bénéficient des plus-values qui découlent de ce revenu), mais l'impôt sur les sociétés, pourtant payé sur ce revenu, est attribué à une classe d'individus plus large. Les nouvelles pratiques de DINA tendent aujourd'hui à faire payer l'impôt sur les sociétés aux détenteurs des entreprises, c'est-à-dire à leurs actionnaires. Cette orientation se base sur une distinction entre l'analyse de la distribution des taxes d'une part, et l'analyse des effets d'une réforme fiscale d'autre part (Saez et Zucman, 2019). La première notion se veut avant tout descriptive, alors que la seconde a pour but d'établir un contrefactuel.

La comptabilité distributionnelle du revenu relève de notre point de vue du premier type d'exercice. Le second type — par nature plus spéculatif — est utile mais se doit d'être fait dans un cadre différent. Bien que descriptive, l'analyse de la distribution des taxes ne se limite pas à observer l'incidence nominale. Un principe général est le suivant : *le facteur qui paie un impôt est celui dont le montant de l'impôt dépend*. Les cotisations patronales ont beau être nominalement payées par les employeurs, leur montant dépend de la masse salariale de l'entreprise. Elles sont donc attribuées aux salariés. À l'inverse, l'impôt sur les sociétés dépend du profit des entreprises, et est donc payé sur ce profit. Une logique économique simple sous-tend cette approche : si l'on souhaite modéliser la décision d'un agent concernant l'usage d'une ressource (à des fins de production ou de consommation), les seules taxes qui influencent directement cette décision sont celles qui dépendent de la ressource en question. Ainsi, l'analyse de la distribution des taxes fournit des données pertinentes pour modéliser certains comportements des agents, mais ne se prononce pas sur ces comportements eux-mêmes. La modélisation de tels comportements est loin de faire consensus, et ceux-ci sont aussi susceptibles de varier dans le temps et selon les pays. Leur intégration dans des statistiques d'inégalités poserait d'importants problèmes de robustesse et de comparabilité.

En se concentrant sur l'analyse de la distribution des prélèvements (taxes et impôts), on s'assure aussi de la cohérence interne de l'exercice de comptabilité distributionnelle. Les hypothèses sur leur distribution laissent ainsi inchangés, par construction, le revenu national total ou le partage de la valeur ajoutée. En revanche, ces

valeurs vont en général changer si on considère l'effet d'une réforme socio-fiscale intégrant les réactions des agents, ce qui est problématique pour un exercice de comptabilité.

Les mesures de redistribution, ou de progressivité de l'impôt qui émergent de la comptabilité distributionnelle du revenu ne doivent donc pas être interprétées comme un contrefactuel au sens strict. Plus rigoureusement, ces analyses des dispositifs socio-fiscaux reposent sur l'hypothèse d'un contrefactuel sans effets de comportements. Elles ont pour but de décrire quels groupes paient quels impôts, mais ne représentent qu'avec une marge d'incertitude ce à quoi ressemblerait la distribution des revenus en l'absence de telle ou telle taxe. En revanche, elles doivent permettre d'informer les débats sur la modélisation des réponses comportementales à la taxation.

Par ailleurs, le cadre de la comptabilité distributionnelle suppose que la génération des revenus primaires est indépendante des politiques socio-fiscales. En réalité, la répartition des revenus primaires peut être directement modifiée par le cadre légal ou règlementaire sans passer par des transferts monétaires entre agents. C'est par exemple le cas de l'instauration d'un salaire minimum ou de taux de taxation faibles pour les très hauts revenus. Les prestations pour les salariés les plus pauvres sont probablement plus élevées dans un pays où il n'existe pas un tel salaire minimum ou bien s'il est faible. Ou encore, un système fiscal plus concentré sur les hauts revenus, dès lors que les hauts revenus primaires sont mobiles, peut potentiellement conduire à une augmentation de ceux-ci de manière à préserver les revenus nets. Autrement dit, la distribution des revenus « de marché » est liée au profil « avant / après » des transferts.

I.5.c. Des différences entre les sources statistiques

Dans le cadre des travaux sur la redistribution, une attention particulière doit être accordée aux données utilisées. Différentes sources existent : la base de donnée déjà mentionnée du LIS (*Luxembourg Income Study*), l'enquête RFS et le répertoire FIDELI de l'Insee, le dispositif EU-SILC d'Eurostat. Contrairement à l'intuition, des sources peuvent avoir des processus de production relativement proches mais les indicateurs de pauvreté et d'inégalités calculés sur ces différentes sources présenter des écarts notables et avec parfois des dynamiques temporelles divergentes. Une comparaison entre ERFS et FILOSOFI a montré par exemple que les seules hypothèses sur l'évolution des revenus financiers pouvaient largement influencer le niveau et l'évolution des indicateurs d'inégalités.

Recommandation 16 : À des fins de comparabilité et de réplicabilité, préciser clairement les méthodes de simulations et d'imputations en distinguant notamment les revenus qui sont observés dans la source centrale (y compris par appariement) et ceux qui sont simulés sur barème, voire imputés et recalés.

Recommandation 17 : Par souci de lisibilité, indiquer les ruptures méthodologiques dans les séries. En cas de changement de méthode de calcul (simulations, imputations, nouvelles sources, etc.), présenter autant que possible les séries longues rétropolées.

En pratique, il n'existe pas de source unique permettant de prendre en compte l'ensemble des transferts couverts par la comptabilité nationale. Il est ainsi nécessaire de combiner plusieurs sources. Deux cas peuvent se présenter. Dans le premier cas, des identifiants ménages ou individus permettent d'apparier directement les sources. C'est par exemple le cas de certaines bases administratives exhaustives. Dans le second cas, on ne dispose pas de tels identifiants. C'est notamment le cas lorsqu'on rapproche des données administratives avec des données d'enquête. Il faut alors réaliser un appariement statistique.

Dans le cas général, la validité des méthodes d'appariement statistique repose sur l'hypothèse d'indépendance conditionnelle : rapprocher une source A avec une source B suppose que les variables propres à A soient indépendantes des variables propres à B, conditionnellement aux variables en commun dans les deux bases. Cette hypothèse est restrictive si l'on souhaite, par exemple, faire tourner une régression entre les variables de A et B. Elle l'est moins dans le cadre des travaux de ce rapport. En effet, supposons qu'on observe un concept de revenu X en commun dans A et B. On observe deux transferts différents Y et Z, respectivement dans A et B. Bien qu'on ne puisse pas connaître avec certitude la distribution jointe de Y et Z, il n'y a pas de difficultés à estimer l'espérance de X + Y + Z conditionnellement à X. Dans la mesure où les effets de reclassement entre X et X + Y + Z sont faibles, on obtient également une mesure raisonnable du revenu total X + Y + Z. Davantage de problèmes surviennent si l'on souhaite une décomposition en fonction de la structure familiale par exemple, que celle-ci n'est pas observée à la fois dans A et B, qu'elle est faiblement corrélée à X, et que Y et Z en dépendent fortement. Ces problèmes restent relativement limités pour peu que les sources utilisées soient raisonnablement complètes. En pratique, ce type d'imputation est couramment employé : par exemple, le modèle Ines qui sert de base à ce rapport impute les données de consommation à partir de l'enquête Budget des familles ou le patrimoine des ménages à partir de l'enquête Patrimoine.

Autrement dit, la distribution des différents transferts le long de l'échelle de niveau de vie est corrélée au sens où le cœur de la redistribution pour un ménage repose sur un ensemble de caractéristiques démographiques, sociales et fiscales qui ne peuvent être déterminées que si elles sont observées simultanément. *A fortiori*, « superposer » les distributions de bases différentes en imputant les transferts, quantième par quantième, sur la base d'un classement pour chaque transfert ne saurait constituer qu'une approximation des situations réelles : le premier dixième de retraite n'est pas

nécessairement versé au premier dixième de niveau de vie. De la même manière, la distribution des revenus du capital n'épouse pas parfaitement celle des revenus du travail[23].

Recommandation 18 : Partir d'une source centrale avec une couverture large du revenu dans l'étude de la redistribution opérée par un ensemble de transferts. De façon générale, privilégier les sources regroupant simultanément un grand nombre de composants du revenu.

Un autre point de vigilance est lié aux ruptures dans le temps de la disponibilité des données administratives, notamment quand des transferts sont supprimés ou reconfigurés. Les exemples de la suppression de la taxe d'habitation et de la transformation de l'ISF en IFI soulignent l'importance d'avoir des registres statistiques autonomes afin de mesurer la redistribution et les inégalités, en particulier pour le patrimoine et l'épargne et la définition des unités centrales de l'analyse des inégalités, le ménage.

En revanche, les données administratives présentent l'avantage de contenir une information ayant la même structure que celle utilisée dans les dispositifs socio-fiscaux auxquels elles sont associées. Autrement dit, pour chaque dispositif socio-fiscal que l'on souhaite simuler, la base de gestion utilisée pour ce dispositif contient l'ensemble des informations nécessaires à son calcul précis, ce qui n'est pas forcément le cas pour les données d'enquête. Par exemple, les ressources utilisées pour certaines prestations sociales sont trimestrielles. Les données administratives de la Cnaf contiennent cette information infra-annuelle. Les revenus contenus dans les données d'enquête sont quant à eux souvent annuels, ce qui peut engendrer des écarts de prédiction en cas de variation mensuelle ou trimestrielle des revenus des ménages. Et ainsi nécessiter de recourir à une modélisation de trimestrialisation. Néanmoins, les bases administratives peuvent ne pas couvrir la population entière, par exemple avec un champ limité aux bénéficiaires des prestations en question, ce qui implique un exercice d'extrapolation.

Recommandation 19 : Garantir la cohérence des statistiques sur la redistribution et les inégalités dans le temps en construisant et diffusant des registres statistiques, regroupant des données additionnelles aux seules bases de gestion, en particulier pour l'étude du patrimoine.

I.5.d. Plus le champ est large, plus les imputations sont nécessaires

Le champ usuel de la redistribution monétaire, s'arrêtant au revenu disponible des ménages, est un point pivot commun à l'analyse microéconomique et à l'approche comptable, à quelques conventions différentes près. Comme nous l'avons déjà souligné,

[23] Voir l'encadré 2 « 43 % des 1 % de ménages à très haut revenu font aussi partie des 1 % les mieux dotés en patrimoine » dans (Cazenave-Lacrouts, 2018).

s'agissant du concept le plus proche de la perception des ménages du revenu « arbitrable », il fonde le calcul usuel des inégalités de niveau de vie.

Si l'on souhaite élargir ce champ, les transferts publics à ajouter à l'analyse ne sont pas *stricto sensu* des versements monétaires à vocation redistributive. Ils correspondent à des services rendus par le secteur public, qualifiés par la comptabilité nationale de transferts en nature comme les dépenses d'enseignement ou l'attribution des remboursements de la branche maladie de la Sécurité sociale. Ils opèrent bien en effet des transferts entre les différentes catégories de la population, par exemple par tranche de niveau de vie mais aussi par tranche d'âge ou catégories sociales et professionnelles.

Les informations nécessaires à la valorisation monétaire de ces transferts aux ménages ne sont pas toujours disponibles. Il convient alors d'effectuer des imputations statistiques afin de distribuer finement ces transferts. D'une manière générale, plus les dépenses s'écartent du champ usuel de la redistribution monétaire, moins les données existantes sont informatives. L'exhaustivité implique des hypothèses supplémentaires par rapport aux travaux usuels, ce qui rend d'autant plus complémentaires l'ensemble de ces études. Ainsi, la distribution des taxes sur les produits nécessite de solliciter des données sur les dépenses de consommation, distribuées par exemple par pseudo-appariement avec l'enquête Budget des familles. De la même manière, les prestations en nature des dépenses de santé sont affectées aux ménages en sollicitant des données de remboursement de soins des caisses d'assurance maladie.

Une seconde catégorie d'estimations s'appuie sur des informations microéconomiques des bases fiscales et sociales pour distribuer des revenus et transferts. Il s'agit, d'une part, des dépenses d'éducation qui reposent sur la composition familiale des ménages et d'autre part, des revenus et impôts liés aux entreprises qui s'appuient sur les revenus professionnels des ménages. Ils sont par construction moins précis que s'ils étaient directement présents dans les bases ou appariés mais leur estimation microfondée est la plus avancée possible au regard des travaux et données existants.

Enfin, un troisième type de transferts nécessite des imputations plus directes, comme les dépenses collectives non individualisables ou encore les impôts sur la production. À des fins de bonnes interprétations des résultats, il importe de présenter clairement les conventions retenues, de documenter la sensibilité des résultats, et enfin de produire des données intermédiaires pour permettre à l'utilisateur de tester ses propres hypothèses.